



Universitat
Pompeu Fabra
Barcelona

Departament
d'Economia i Empresa

9 de desembre de 2016

**ESTUDI SOBRE ELS LLINDARS ECONÒMICS QUE GENEREN
PRIVACIONS MATERIALS A LA CIUTAT DE BARCELONA I LA SEVA
RELACIÓ AMB UNA MESURA DE LA RENDA MUNICIPAL
D'EMERGÈNCIA**

Maria Cervini

*Departament d'Economia i Empresa
Universitat Pompeu Fabra*

Jaume García (Director)

*Departament d'Economia i Empresa
Universitat Pompeu Fabra*

Judit Vall

*Centre de Recerca en Economia i Salut
Universitat Pompeu Fabra*

El autors agraeixen la col·laboració de Júlia Bosch, Àlex Costa i Josep Lluís Raymond en l'elaboració d'alguns apartats del treball.

INTRODUCCIÓ 3

**CAPÍTOL 1: La despesa, els ingressos i la composició de les llars:
una anàlisi a partir de la *Encuesta de Presupuestos Familiares*** 8

Introducció

Despesa total de les llars i composició familiar

Despesa total segons nivell d'ingressos i composició de la llar

Despesa de llar per grups de béns i composició familiar

Despesa de llar per grups de béns, ingressos i composició familiar

Conclusions

Annex

**CAPÍTOL 2: La relació entre la despesa, els ingressos i la composició
de les llars: elasticitats renda i escales d'equivalència** 62

Introducció

Aspectes metodològics

Estimacions de l'elasticitat renda

Resultats detallats per tipus de llar, nivell d'ingressos i en termes de
distribució de la despesa de cada grup de béns

Una primera aproximació economètrica a les escales d'equivalència

Conclusions

Annex

**CAPÍTOL 3: Les paritats de poder adquisitiu per a les comunitats
autònomes i el municipi de Barcelona** 102

Introducció

Antecedents europeus del càlcul de les paritats de poder adquisitiu
a nivell regional

Estimació macroeconomètrica de les PPAs basada en models de PIB

Estimació microeconomètrica de les PPAs basada en un model de
despesa total de les llars

Estimació composta basada en models de PIB i de despesa total

Conclusions

Annex

CAPITOL 4: Càlcul de la renda mínima per cobrir les diferents necessitats bàsiques de la llar segons la seva composició: un enfocament alternatiu

141

Introducció

Base de dades i mostra seleccionada

Necessitats bàsiques per nivell de renda i composició familiar: evidència descriptiva

Model economètric i nou enfocament

Principals resultats i càlcul de la renda “digna”: versió 1

Principals resultats i càlcul de la renda “digna”: versió 2

Conclusions

Annex

CAPÍTOL 5: Anàlisi comparativa dels ingressos “dignes” per tipus de llar segons diferents enfocaments

178

Introducció

Ingressos “dignes” i escales d’equivalència: mètodes habituals

Ingressos “dignes” i escales d’equivalència: estadístiques de despesa i evidència a partir del càlcul d’elasticitats

Ingressos “dignes” i escales d’equivalència: nou enfocament

Ingressos “dignes” incloent l’habitatge

Conclusions

CONCLUSIONS

197

Referències bibliogràfiques

204

INTRODUCCIÓ

D'acord amb el plec de prescripcions tècniques del contracte Núm. 3/2016 amb el Consorci Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona (IERMB), l'objectiu general d'aquest treball és l'elaboració d'un estudi sobre els llindars econòmics que generen privacions materials a la ciutat de Barcelona i la seva relació amb una mesura de Renda Municipal d'emergència. Així, en les prescripcions esmentades es fa constar que l'estudi ha d'incorporar i desenvolupar els aspectes següents:

- a) Càlcul de les Paritats de Poder Adquisitiu per al municipi de Barcelona, fent ús de les dades de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* i amb metodologies indirectes amb dades agregades emprades en el càlcul de les paritats de poder adquisitiu (PPAs) per comunitats autònomes en estudis anteriors.
- b) Estimació de la relació entre la renda de les llars (individus) i els indicadors de privació material i de baixa intensitat laboral, i la seva relació amb el llindar de pobresa amb l'objectiu de determinar la renda municipal (individual i/o de les llars), de manera absoluta i no relativa, que seria necessària per a que els residents de Barcelona se situessin per sobre del llindar de risc de pobresa.
- c) Determinació de quins són els ingressos mínims necessaris per no tenir privacions materials bàsiques ni afectacions a la salut, a l'accés a l'educació i als serveis socio-sanitaris, tenint en compte els costos diferencials que puguin tenir els individus segons la seva edat, diversitat funcional, situació de salut, necessitats de desplaçaments i relació amb l'habitatge, entre d'altres, i tenint en compte els costos diferencials de residir a Barcelona.

L'objectiu general del treball té a veure amb el càlcul del que habitualment es coneix a la literatura com els ingressos "adequats" o "dignes" que permeten a les famílies satisfer les necessitats bàsiques, el que també es coneix en terminologia anglesa com el "*living wage*", on el paper potencial de la Renda Municipal d'emergència seria completar (total o parcialment) el diferencial entre els ingressos reals que té una família i aquests ingressos "adequats" o "dignes".

En qualsevol cas, aquesta senzilla definició té una gran ambigüitat en relació a què significa el qualificatiu "adequats" (o "dignes"), malgrat algunes majors precisions que

s'han donat a aquesta definició en el context d'algunes experiències d'implementació d'aquest tipus d'ingressos (o salaris), com en el cas de la ciutat de Londres. En concret, en el document elaborat per la consultora GLA Economics (2005) es fa referència a ingressos que permetin (cita literal traduïda) “un nivell adequat de calor i refugi (condicions de l'habitatge), una dieta sana agradable al paladar, la integració social i evitar l'estrès crònic per a perceptors i els que d'ells depenen”. Malgrat tot, encara amb certs graus de imprecisió i ambigüitat en relació a com procedir al càlcul dels mateixos. A la literatura s'han seguit dues aproximacions generals a la mesura d'aquests ingressos “adequats”: una basada en el concepte de pressupostos familiars bàsics i una altra basada, en certa manera, en el concepte de llindar de pobresa, entès com aquell nivell d'ingressos que se situa en un determinat percentatge (habitualment el 60%) de la mediana de la distribució d'aquesta variable.

Habitualment, el càlcul dels pressupostos familiars bàsics té en compte la composició de la unitat familiar i la localització, atesa la potencial heterogeneïtat del cost de la vida en zones geogràfiques d'un mateix país, i el càlcul es fa a partir de la definició d'una mena de cistella de la compra per a la qual es recullen els preus dels diferents béns que la componen. En aquest estudi, hem procedit a aproximar aquests pressupostos familiars bàsics a partir de l'anàlisi de la informació que conté la *Encuesta de Presupuestos Familiares* sobre les despeses de les llars a Espanya (i amb detall per a Catalunya).

En concret, en el capítol 1 s'ha realitzat una anàlisi descriptiva exhaustiva de la relació entre les tres variables clau en aquests plantejaments: despesa de les llars, els seus ingressos i la seva composició. Addicionalment, el detall de la informació de la despesa ha permès portar aquesta anàlisi a nivell de dotze grans grups de béns, amb especial èmfasi en aquells grups que es poden associar de manera més directa a les necessitats bàsiques, i a la tipologia de béns que s'han inclòs en els estudis que han abordat el càlcul d'aquests pressupostos familiars bàsics.

D'altra banda, en el capítol 2 s'ha estès aquesta anàlisi descriptiva a un format de model economètric per modelitzar com la composició de les llars i ingressos incideixen sobre els diferents tipus de despesa, a fi i efecte de poder estimar les corresponents

elasticitats renda dels diferents tipus de béns considerats. És a dir, en quina proporció varia la despesa dels diferents tipus de béns a un determinat canvi percentual dels ingressos de la llar. L'estimació d'aquests models i aquestes elasticitats ha permès realitzar, en aquest segon capítol, una estimació de les escales d'equivalència associades als diferents tipus de llars. És a dir, saber com comparen les despeses que han de realitzar llars amb diferent composició per tal d'assolir el mateix nivell d'utilitat.

L'evidència dels capítols 1 i 2 ens permet donar resposta als aspectes contemplats en l'objectiu c) de les prescripcions tècniques del contracte, més associats a aquesta medició dels ingressos adequats mitjançant el càlcul de la despesa vinculada a les necessitats bàsiques. La consideració dels costos diferencials de viure a Barcelona, a la que es fa referència en l'objectiu c), és, de fet, el que es planteja a l'objectiu a) i que en aquest treball s'aborda en el capítol 3: l'estimació de paritats de poder adquisitiu per a la ciutat de Barcelona, i l'actualització de les darreres estimacions per a les comunitats autònomes, en particular, Catalunya. Fent ús de dues aproximacions metodològiques utilitzades amb anterioritat per un dels autors d'aquest informe, es procedeix a estimar els diferencials de cost de la vida al municipi de Barcelona i a les comunitats espanyoles en relació a la mitjana per a Espanya, en base a informació del període 2013-2015.

La relació entre privacions i ingressos de les llars, depenent de la seva composició, és el que es tracta en el capítol 4. De fet, apart de l'anàlisi descriptiva de com aquestes tres variables estan relacionades, es planteja un nou enfocament de com mesurar els ingressos "adequats", a partir de l'estimació d'un model que explica que es tinguin o no determinades privacions en funció dels ingressos i de la composició de la llar. Aquest model permet, a través de dues versions alternatives, aproximar quins són els ingressos per a cada tipus de família que estan associats a determinades probabilitats de tenir determinades privacions. Això permet que, fixant la probabilitat que determina estar o no en risc de pobresa, es pot obtenir els ingressos mínims necessaris per evitar aquesta situació. La informació de la *Encuesta de Condiciones de Vida* permet abordar aquesta anàlisi, atès que és l'estadística oficial europea per mesurar la pobresa i exclusió social, en base a un conjunt d'indicadors que inclouen el llindar de pobresa, les privacions a les que s'enfronta la unitat familiar i la intensitat laboral de la

mateixa. Els continguts del capítol 4 aporten l'evidència per poder atendre l'objectiu b) esmentat anteriorment, que fa referència a la relació entre la renda de les llars i els indicadors de privació material.

En el capítol 5 es realitza una anàlisi comparativa dels diferents enfocaments, i les seves corresponents aproximacions, per fer el càlcul dels ingressos "adequats" per al municipi de Barcelona, posant de manifest la gens menyspreable heterogeneïtat dels resultats, fins i tot en el cas de mètodes que pertanyen a un mateix enfocament.

L'informe finalitza amb un resum de les principals conclusions dels cinc capítols, presentades en un format que pot tenir la consideració de resum executiu d'aquest informe.

CAPÍTOL 1

**La despesa, els ingressos i la composició de les llars: una anàlisi
a partir de la *Encuesta de Presupuestos Familiares***

1. Introducció

És evident que la fixació d'una renda mínima garantida requereix una anàlisi i un coneixement de les condicions de vida dels individus i de les unitats familiars amb les que conviuen, i de les característiques de les mateixes. En el marc de l'estadística oficial espanyola es realitzen anualment dues enquestes que contemplen aspectes vinculats a l'anàlisi de les condicions de vida: la *Encuesta de Condiciones de Vida* (ECV) i la *Encuesta de Presupuestos Familiares* (EPF), mentre que a nivell de Catalunya, i també com a operació d'estadística oficial integrada en la Llei del Pla Estadístic de Catalunya, es realitza la *Enquesta de Condicions de Vida i Hàbits de la Població a Catalunya*, de la qual la última edició correspon a l'any 2011. Aquesta disponibilitat anual de les dues primeres enquestes, que fa que s'hagi pogut accedir a informació més recent, ha comportat que en aquest estudi i, en particular, en aquest capítol s'hagin fet servir les enquestes espanyoles per al període 2013 a 2015, any al que corresponen les darreres dades disponibles.

En el cas de la EPF l'objectiu de l'enquesta és l'obtenció d'una estimació de la despesa de consum anual de les llars per a Espanya i per a les comunitats autònomes, mentre que en el cas de la ECV l'orientació és proporcionar informació comparable i harmonitzada, a nivell europeu, d'aspectes relacionats amb el nivell i les condicions de vida i la cohesió social, com són: ingressos de les llars i la seva situació econòmica; pobresa, privacions, protecció mínima i igualtat de tracte entre homes i dones; ocupació, activitat i atenció al menors; situació econòmica de les persones grans (jubilacions i pensions); habitatge; moviments migratoris; i educació i salut, apart d'alguns aspectes específics tractats en mòduls en alguns anys concrets.

És evident que, als efectes dels que ens ocupa, ambdues enquestes són complementàries doncs els aspectes de despesa de consum només estan contemplats a la EPF; els aspectes lligats als ingressos estan tractats amb detall i molta més precisió, a l'utilitzar dades de registres administratius, a la ECV que no pas la EPF, encara que aquesta última té també informació sobre ingressos, el qual ha estat d'especial utilitat en aquest capítol; i totes dues enquestes contenen informació exhaustiva sobre la característiques de les llars i els seus membres. De fet, la unitat anàlisi, la llar (privada),

és la mateixa en totes dues enquestes i està definida com “la persona o conjunt de persones que ocupen en comú una vivenda familiar principal o part d’ella, i consumeixen i/o comparteixen aliments o altres béns o serveis amb càrrec a un mateix pressupost”. Cal destacar que les variables que fan referència a les relacions de parentiu entre els membres de la llar, que no són exactament les mateixes en les dues enquestes, no permeten en cap dels dos casos identificar de manera inequívoca unitats familiars diferents a la llar, com podrien ser unitats familiars fiscals. En qualsevol cas, i per als objectius d’aquest estudi, la llar com a unitat d’observació és adequada, tenint en compte la manera en que la llar està definida en termes de compartició de despeses i de pressupost.

En aquest capítol, i en base fonamentalment de la informació de la EPF, s’ha procedit a analitzar de manera bàsica i descriptiva les tres variables clau abans esmentades: despesa en consum, ingressos i composició de la llar, així com la relació entre elles a fi i efecte de tenir una primera valoració de la despesa que cal garantir a les llars (o les unitats familiars) en funció de la seva composició (nombre de membres i edat dels mateixos).

El capítol s’ha estructurat de manera que, en primer lloc, s’analitza la relació entre la despesa total de les llars i la seva composició, oferint unes primeres aproximacions a les escales d’equivalència empíriques (secció 1), per a continuació estendre l’anàlisi, permetent heterogeneïtat segons el nivell de renda (secció 2). En aquesta segona secció, també es realitza una anàlisi comparativa dels ingressos a la EPF i la ECV, per tal de poder interpretar adequadament els resultats on els ingressos de la EPF hi juguen un paper. En les seccions 4 i 5 es replica l’anàlisi de les dues anteriors, però no en termes de la despesa total, sinó analitzant la despesa per grups de béns, dedicant especial atenció als grups que tenen un pes més important en la despesa total, i a com l’estructura de la despesa es veu afectada per la composició de la llar i el nivell d’ingressos. El capítol conclou amb un resum de les principals conclusions obtingudes.

2. Despesa total de les llars i composició familiar

Tal i com s'ha destacat en la introducció, la EPF és l'enquesta utilitzada en aquesta anàlisi descriptiva de la despesa de les llars. S'ha utilitzat una mostra resultat d'ajuntar les enquestes del anys 2013, 2014 i 2015, el qual suposa disposar inicialment de 66.333 llars per a Espanya, 6.045 per a Catalunya i 1.315 per al municipi de Barcelona. Així mateix, per tal d'evitar l'efecte dels valors atípics, i a risc d'eliminar observacions que corresponen a trams baixos de despesa i/o ingressos, s'han aplicat dos filtres en relació a aquestes dues variables. En concret, s'han eliminat les observacions amb despesa total (sense els lloguers imputats) inferior als 1.000€ anuals o superior als 150.000€ i també les observacions amb ingressos mensuals nets de la llar per sota dels 100€ o per sobre dels 15.000€. En el cas del municipi de Barcelona això comporta eliminar 8 observacions, 43 en el cas de Catalunya i 685 en el cas d'Espanya, sent majoritàries les eliminacions associades als valors extrems de la variable d'ingressos mensuals nets.

A la Taula 2.1 es presenta la distribució de les mostres en aquests tres àmbits territorials segons el nombre de persones majors de 13 anys (a.) i menors de 14 anys (n.), que siguin membres de la llar. Aquesta és la única classificació de les llars, en quant a la seva composició (edat dels seus membres), que s'utilitzarà en aquest estudi, d'acord amb el que es va establir en les sessions de coordinació a l'Ajuntament de Barcelona amb tots els grups de recerca que intervenen en el projecte. En aquest sentit, per simplificar la terminologia i les expressions, ens referirem com a adults als majors de 13 anys i com nens als menors de 14 anys.

De la distribució de la mostra presentada a la Taula 2.1 es desprèn de manera òbvia que les llars sense menors de 14 anys representen més del 70% del total de llars en qualsevol de les tres mostres considerades, sent la composició més freqüent les llars amb dos adults sense presència de menors de 14 anys, el qual no es pot assimilar a llars corresponents a parelles sense fills, doncs podrien tenir una composició variada en quant a l'edat dels seus membres (majors o menors de 18 anys, majors o menors de 65 anys), en quant a la seva relació amb l'activitat econòmica, i en quant a la relació de

parentiu, en cas d'existir. Així mateix, les llars amb dos adults amb o sense menors de 14 anys conformen el grup majoritari en quant a nombre d'adults.

Taula 2.1: Distribució de la mostra per nombre d'adults (a.) i de nens (n.)

ESPANYA						
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	>=5 a.	Total
0 n.	11.177	19.794	9.854	5.713	1.252	47.790
1 n.	620	5.508	2.859	880	283	10.150
2 n.	270	5.332	632	198	124	6.556
>=3 n.	38	856	133	64	61	1.152
Total	12.105	31.490	13.478	6.855	1.720	65.648
CATALUNYA						
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	>=5 a.	Total
0 n.	930	1.945	846	434	88	4.243
1 n.	69	533	247	67	26	942
2 n.	27	563	67	20	10	687
>=3 n.	4	90	20	9	7	130
Total	1.030	3.131	1.180	530	131	6.002
BARCELONA						
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	>=5 a.	Total
0 n.	284	445	172	65	15	981
1 n.	15	104	44	9	6	178
2 n.	6	97	18	3	4	128
>=3 n.	0	11	5	2	2	20
Total	305	657	239	79	27	1.307

Les anteriors consideracions són d'aplicació en el cas d'eleva les xifres mostrals a nivell poblacional, tal i com es presenta a la Taula 2.2. Es mantenen els mateixos patrons encara que és més acusada la importància de les llars sense menors de 14 anys, per sobre del 75% del total de llars en tots tres territoris. En el cas del municipi de Barcelona els resultats presenten alguna peculiaritat que pot ser conseqüència de la grandària de la mostra per a aquest municipi. En concret, les llars unipersonals són les majoritàries amb un percentatge (32,8%) força diferenciat del que es dona a Catalunya (24,5%) o a Espanya (24,3%). Com a contrapartida, les llars amb dos o més menors de

14 anys representen només el 8,2% del total en front dels percentatges per sobre del 10% que es donen tant a Catalunya com a Espanya¹.

Taula 2.2: Distribució de la mostra per nombre d'adults (a.) i de nens (n.)

ESPANYA						
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	>=5 a.	Total
0 n.	13.177.241	16.161.047	7.056.471	4.156.693	983.544	41.534.996
1 n.	443.616	4.273.692	1.851.556	663.612	176.971	7.409.447
2 n.	155.886	3.647.529	460.990	119.262	66.093	4.449.760
>=3 n.	21.288	581.355	78.903	36.645	26.987	745.178
Total	13.798.031	24.663.623	9.447.920	4.976.212	1.253.595	54.139.381
CATALUNYA						
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	>=5 a.	Total
0 n.	2.144.968	2.723.159	1.097.788	585.917	130.203	6.682.035
1 n.	74.873	702.291	263.791	96.760	31.367	1.169.082
2 n.	25.035	632.874	84.291	20.278	8.084	770.562
>=3 n.	3.209	107.621	17.423	5.260	4.143	137.656
Total	2.248.085	4.165.945	1.463.293	708.215	173.797	8.759.335
BARCELONA						
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	>=5 a.	Total
0 n.	710.173	690.354	234.165	96.141	22.787	1.753.620
1 n.	17.713	141.410	50.762	12.241	8.197	230.323
2 n.	6.695	120.990	22.805	3.211	3.647	157.348
>=3 n.	0	13.517	5.736	1.175	804	21.232
Total	734.581	966.271	313.468	112.768	35.435	2.162.523

L'anàlisi de la despesa de les llars segons la seva tipologia s'ha fet per a aquelles que representen, tant a nivell mostral com a nivell poblacional, més del 6% del total de llars tant a Catalunya com a Espanya². En concret, els sis tipus són: les llars amb 1, 2, 3 i 4 adults sense menors de 14 anys, i les llars amb dos adults amb 1 i 2 menors. En total

¹ Cal destacar que la distribució de les llars d'acord a la seva composició, d'acord a les definicions utilitzades, fa difícil la comparació amb les estadístiques de la *Encuesta Continua de Hogares* del INE, malgrat que a nivell de les llars unipersonals, que estan identificades en aquella enquesta, semblen comparables.

² Aquest criteri no es compleix per al municipi de Barcelona, on, d'altra banda, les grandàries de les mostres per als diferents tipus de llars són molt petites en algun cas, amb les conseqüents implicacions en termes de la consistència i la precisió de les inferències que es puguin fer.

representen, el 87,4%, 87,5% i 90,4% de les llars d'Espanya, Catalunya i el municipi de Barcelona, respectivament.

La variable de despesa utilitzada és la despesa anual monetària i no monetària de llar que facilita la EPF, excloent de la mateixa els lloguers imputats, que fan referència a la quantitat que pagaria el propietari d'un habitatge si fos el llogater del mateix³. Es tracta de la despesa en consum final de les llars que, tal i com es defineix el document metodològic de la EPF⁴, és la despesa realitzada per les llars en béns i serveis que s'utilitzen per satisfer directament les necessitats o carències dels membres de la llar i es poden realitzar en el territori econòmic de residència o a la resta del món. En aquest document també es detallen quines despeses no es consideren despeses en consum final, entre les que es poden destacar: les transferències socials en espècie (com algunes despeses mèdiques), les despeses en formació bruta de capital (per exemple, habitatge), les transferències voluntàries, les subscripcions, quotes o pagaments a institucions sense ànim de lucre, les multes i les assegurances, així com alguns, no tots, els impostos i taxes.

A la Taula 2.3 es presenta la informació bàsica de la distribució de la despesa total en consum final, excloent els lloguers imputats, segons la tipologia de llars abans comentada. Apart de la mitjana, també es presenten els valors que corresponen al primer decil (Q10), al primer quartil (Q25), a la mediana (Q50), al tercer quartil (Q75) i al novè decil (Q90), el qual permet caracteritzar de manera més completa la distribució mostral d'aquesta variable. Com es d'esperar, atès que estem analitzant una variable de despesa total, es tracta d'una distribució asimètrica positiva (mediana < mitjana) per a totes les tipologies considerades i per al total, sigui quin sigui l'àmbit territorial considerat.

³ En concret, són les quanties recollides en els de l'epígraf 04.2 de la classificació COICOP/HBS de béns i serveis, que és la que utilitza el INE a la EPF.

⁴ *Encuesta de Presupuestos Familiares. Metodología*, Instituto Nacional de Estadística.

Taula 2.3: Estadística descriptiva de la despesa total (excloent els lloguers imputats) segons el tipus de llar

ESPANYA						
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
1 a.	12.575	4.587	6.647	10.353	16.053	22.608
2 a.	20.735	8.285	11.837	17.632	25.775	36.758
3 a.	25.241	10.569	14.921	21.924	31.640	43.925
4 a.	31.285	13.738	19.275	27.575	39.728	53.267
2 a. 1n.	23.729	11.021	15.266	21.168	29.396	39.594
2 a. 2 n.	27.221	11.877	17.116	24.016	33.817	46.276
Total	21.507	7.107	11.333	18.094	27.581	39.950
CATALUNYA						
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
1 a.	14.308	5.182	7.364	11.990	18.053	25.183
2 a.	23.340	9.759	13.902	19.955	29.138	40.902
3 a.	28.897	11.804	17.276	25.766	36.150	49.389
4 a.	35.600	15.049	22.052	32.744	44.953	60.990
2 a. 1n.	25.683	12.478	16.879	23.190	31.873	42.831
2 a. 2 n.	28.854	12.994	18.799	25.574	35.727	49.134
Total	23.801	8.065	12.905	20.158	30.494	43.702
BARCELONA						
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
1 a.	15.619	5.478	7.812	12.455	19.645	24.774
2 a.	25.539	11.412	15.191	21.050	30.881	45.245
3 a.	32.439	14.115	20.021	28.118	38.112	57.258
4 a.	37.590	18.521	22.454	36.568	46.991	57.067
2 a. 1n.	27.996	12.478	18.138	25.028	34.730	44.282
2 a. 2 n.	36.594	19.233	23.534	32.968	45.844	61.235
Total	24.866	7.901	12.974	20.324	31.100	46.467

Així mateix, tant la mitjana com la dispersió de la distribució, són diferents segons el tipus de llar. En concret, la despesa total mitjana augmenta amb el nombre de membres de la llar, malgrat que és evident que aquest augment no és proporcional i difereix segons que la composició en termes d'adults i de nens. En relació a la dispersió, mesurada en base a les ràtios entre els valors corresponents al novè decil i el primer decil, aquesta és significament més gran en el cas de les llars unifamiliars,

gairebé una ràtio de 5 tant a Espanya com a Catalunya⁵, que en la resta de tipus de llars, mentre que al mateix temps, la dispersió es redueix a mesura que augmenta el nombre de membres de la llar, en particular, si hi ha presència de nens. En aquests últims casos la ràtio es situa per sota de 4, mentre que, si tots els membres són majors de 14 anys, la ràtio està per sobre de 4 amb una única excepció. Sembla ser que la presència de menors de 14 anys fa que els hàbits de despesa es tendeixin a homogeneïtzar, tenint un menor impacte la major heterogeneïtat de les despeses dels adults, en particular, quan viuen sols.

D'altra banda, l'anàlisi comparativa de les mitjanes entre els diferents tipus de llars ens permet fer una primera aproximació a les escales d'equivalència empíriques per als tres àmbits territorials considerats, entenent com a escala d'equivalència el factor pel qual es multiplica la despesa d'una llar de referència (la unipersonal habitualment) per obtenir la despesa d'una altra llar amb diferent composició que es correspon a un mateix nivell d'utilitat. A partir de les xifres de la primera columna (mitjana) de la Taula 2.3, obtenim que en tots tres territoris la despesa es multiplica aproximadament per 1,65 si considerem una llar amb dos adults, mentre que els adults addicionals per sobre de dos, tenen un contribució a l'escala d'equivalència al voltant de 0,4. Aquest fet es pot explicar, no només, per les possibles economies d'escala addicionals, sinó també pel fet de que en les llars de 3 o 4 adults es poden donar molts casos de llars amb presència de menors de 18 anys, d'acord amb el criteri d'edat utilitzat per classificar els membres de la llar. D'altra banda, quan considerem els tipus de llar amb menors de 14 anys, l'escala d'equivalència està entre 1,8 i 1,9, en el cas d'una parella d'adults i un menor, i lleugerament per sobre de 2 quan són dos els menors, en el cas d'Espanya i Catalunya, amb un valor una mica més alt per al municipi de Barcelona en aquest últim cas.

Com té interès separar de les despeses en consum final les despeses de lloguer de l'habitatge, per tal de fer més comparables les necessitats de llars sense tenir en compte el règim de tinència de l'habitatge, a la Taula 2.4 es presenta l'estadística

⁵ Com es pot comprovar els resultats per al municipi de Barcelona no segueixen exactament el mateix patró, com a conseqüència de la grandària de la mostra que fa que els valors dels quantils siguin més erràtics.

descriptiva de la despesa total excloent els lloguers imputats i també el lloguer de la vivenda principal⁶.

Taula 2.4: Estadística descriptiva de la despesa total (excloent els lloguers imputats i el lloguers de la vivenda principal) segons el tipus de llar

ESPANYA						
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
1 a.	11.754	4.218	6.209	9.558	14.997	21.327
2 a.	19.905	7.714	11.275	16.854	24.849	35.762
3 a.	24.669	9.935	14.329	21.551	31.074	43.491
4 a.	30.678	13.010	18.676	27.016	39.326	52.771
2 a. 1n.	22.551	9.660	13.916	20.223	28.325	38.705
2 a. 2 n.	26.216	11.079	16.114	23.270	33.032	44.951
Total	20.651	6.502	10.531	17.204	26.693	38.989
CATALUNYA						
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
1 a.	13.053	4.727	6.822	10.720	16.150	23.728
2 a.	21.918	8.588	12.636	18.728	27.210	39.059
3 a.	28.045	10.504	16.561	24.961	35.358	49.140
4 a.	34.631	14.063	21.171	32.051	44.260	58.870
2 a. 1n.	23.695	10.053	14.614	21.968	29.942	39.462
2 a. 2 n.	27.047	11.406	16.570	24.533	34.221	46.276
Total	22.392	7.001	11.500	18.792	28.989	42.308
BARCELONA						
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
1 a.	13.746	4.798	6.987	10.461	16.116	22.781
2 a.	22.792	8.841	13.057	19.377	28.245	41.029
3 a.	30.772	12.238	17.758	26.418	37.648	55.915
4 a.	36.082	13.954	22.454	34.587	44.593	53.615
2 a. 1n.	24.052	8.443	14.081	23.501	30.736	38.481
2 a. 2 n.	32.160	14.177	20.167	30.212	40.182	52.589
Total	22.364	6.505	10.484	18.138	28.952	43.033

Òbviament les mitjanes d'aquestes noves despeses disminueixen en relació a les de la Taula 2.3, però no de manera uniforme entre els diferents tipus de llars i els diferents àmbits territorials. Les reduccions són més importants en el cas de les llars

⁶ Codi 04.1.1 de la classificació COICOP/HBS de béns i serveis, que és la que utilitza el INE a la EPF.

unipersonals i amb menors de 14 anys, i en menor mesura en el cas de les llars amb dos adults, reflectint la major importància que les despeses de lloguer tenen per a aquests tipus de llars. Així mateix, les reduccions són molt més importants al municipi de Barcelona que a Catalunya i aquestes més importants que les que es donen a Espanya, atesa la diferent estructura del règim de tinència de la vivenda i els preus de l'habitatge en aquests àmbits territorials. Així mateix, el grau de dispersió de la despesa és molt més important quan s'exclouen no només els lloguers imputats sinó també el lloguer de la vivenda principal.

Pel que fa referència a les noves escales d'equivalència amb aquesta nova definició de la despesa total, aquestes augmenten una mica respecte de les anteriors atès que la mitjana de la despesa per a les llars unipersonals és la que més disminueix, malgrat que els patrons apuntats anteriorment es mantenen.

3. Despesa total segons nivell d'ingressos i composició de la llar

L'anàlisi de la despesa total en consum de la secció anterior segons el tipus de llar no té en compte que, apart d'aquesta composició, la despesa també depèn de quin sigui el nivell d'ingressos de la llar. Conseqüentment es fa necessària una extensió de l'anàlisi anterior (en termes de comparatives de mitjanes de despesa) que ho tingui en compte. En aquest sentit, la EPF conté informació sobre ingressos a partir de les respostes als qüestionaris, però no com a informació provinent de registres fiscals i administratius com és el cas de la informació que conté la ECV, al tractar-se aquesta última d'una enquesta oficial europea, el qual, en termes de la legislació actual, facilita l'accés, en aquest cas del INE a la informació dels registres.

Tal i com s'indica en el document metodològic de la EPF⁷, la variable d'ingressos fa referència als ingressos regulars del mes anterior al de l'enquesta incloent el prorrateig de les pagues extraordinàries, i un cop descomptades les cotitzacions a la Seguretat Social i les quantitats satisfetes en concepte d'impostos, que en el cas dels assalariats es correspon a les retencions del IRPF, mentre que en el cas del treballadors per compte pròpia es correspon a les retencions a compte del IRPF i el corresponents pagaments fraccionats.

Són coneguts els errors de mesura associats als ingressos amb informació provinent d'enquestes, tal i com Méndez i Vega (2011) i Vega i Méndez (2014) posen de manifest quan comparen la informació d'enquesta i la de registres administratius per al cas de la ECV. De fet, els ingressos nets de la EPF tenen una definició molt similar al que a la ECV es defineix com a renda disponible tota de la llar, tal i com queda es recull en el document metodològic d'aquesta enquesta⁸. Apart del període de referència (mes anterior per a la EPF i any anterior per a la ECV) hi han algunes diferències en termes de quins conceptes inclouen els ingressos mesurats en cadascuna de les enquestes. Per exemple, la ECV en l'apartat d'impostos inclou el pagament o la devolució d'impostos, durant el període de referència en concepte, de la renda obtinguda durant el període de referència dels ingressos. Aquest concepte no està contemplat a la EPF.

⁷ Veure nota 4.

⁸ *Encuesta de Condiciones de Vida. Metodología (revisada 2013)*, Instituto Nacional de Estadística.

A la Taula 2.5 es presenten les estadístiques descriptives dels ingressos anuals per a ambdues enquestes, fent ús de tota la mostra (ECV i EPF) o de la mostra seleccionada amb els criteris de l'anterior secció per als ingressos de la EPF (ECV_f i EPF_f)⁹, utilitzant els factors d'elevació facilitats en els fitxers de microdades. Com és evident, els ingressos de la ECV són superiors als de la EPF, tant per a Espanya com a per Catalunya¹⁰, un 20% i un 29% en termes de la mitjana, respectivament, tant si considerem la mostra completa com la mostra seleccionada.

Taula 2.5: Comparativa dels ingressos anuals nets segons la ECV i la EPF

ESPANYA						
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
ECV	26.339	8.352	13.078	21.731	34.174	50.393
ECV_f	26.706	8.824	13.491	22.038	34.435	50.624
EPF	21.979	8.400	11.400	19.416	27.720	40.284
EPF_f	22.240	8.700	12.000	19.680	27.996	40.440
ECV/EPF	1,20	0,99	1,15	1,12	1,23	1,25
ECV_f/EPF_f	1,20	1,01	1,12	1,12	1,23	1,25
CATALUNYA						
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
ECV	30.495	9.773	15.976	25.126	39.532	57.967
ECV_f	30.762	10.158	16.467	25.312	39.647	58.254
EPF	23.722	9.108	14.016	20.604	31.944	41.628
EPF_f	23.912	9.240	14.160	20.640	31.980	41.688
ECV/EPF	1,29	1,07	1,14	1,22	1,24	1,39
ECV_f/EPF_f	1,29	1,10	1,16	1,23	1,24	1,40
CATALUNYA/ESPANYA						
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
ECV	1,16	1,17	1,22	1,16	1,16	1,15
ECV_f	1,15	1,15	1,22	1,15	1,15	1,15
EPF	1,08	1,08	1,23	1,06	1,15	1,03
EPF_f	1,08	1,06	1,18	1,05	1,14	1,03

⁹ En el cas de la ECV el nombre d'observacions és 36.471 (mostra total) i 35.967 (mostra seleccionada) per a Espanya, i 3.877 i 3.840 per a Catalunya. En el cas de la EPF les xifres mostrals corresponents són 66.333 i 65.693 per a Espanya i 6.045 i 6.003 per Catalunya.

¹⁰ No es presenten resultats per al municipi de Barcelona atès que en el moment d'elaborar aquest informe només es disposava d'informació de la ECV per al municipi de Barcelona per als anys 2013 i 2014, el qual suposa una grandària de la mostra insuficient.

Al llarg de la distribució dels ingressos aquest patró es manté, amb una única excepció (el primer decil per a Espanya), però les diferències són creixents al llarg de la distribució. En el cas d'Espanya, ambdues enquestes donen valors pràcticament iguals per al primer decil mentre que les diferències es situen en un 25% en el novè decil. En el cas de Catalunya aquestes diferències van des del 7%-10% a gairebé el 40%. Cal destacar que el major detall de la informació d'ingressos de la ECV fa que hi hagi un nombre significatiu de llars per a les quals la renda disponible és negativa com a conseqüència que hi han pèrdues monetàries dels treballadors per compte pròpia, el qual pot explicar parcialment que en el cas d'Espanya amb dues enquestes donin valors similars per al primer decil. D'altra banda, cal destacar que els ingressos nets són més elevats a Catalunya que a Espanya d'acord a ambdues enquestes (15%-16% segons la ECV i 8% segons la EPF), encara que la forma de la distribució és lleugerament diferent quan comparem els diferents quantils per als dos territoris.

Atès que la ECV no conté informació sobre despesa de les llars, que és una de les variables clau en l'anàlisi, s'utilitzarà la EPF per estudiar les relacions entre despesa, ingressos i composició familiar. A la Taula 2.6 es presenta la informació descriptiva dels ingressos anuals nets de les llars a la EPF per a Espanya, Catalunya i el municipi de Barcelona, segons els sis tipus de llars considerats. Cal destacar que les xifres del total difereixen marginalment de les de la Taula 5 per a la mostra seleccionada, com a conseqüència d'haver aplicat en aquesta taula un segon criteri associat als valors de la despesa anual de les llars (major de 1000€ i menor de 150.000€) per seleccionar les observacions, tal i com s'ha fet en la secció anterior i en la resta de capítols d'aquest informe, sent poques les observacions finalment descartades d'acord amb aquest segon criteri. Així mateix, és evident la positiva associació entre el nombre de membres de la llar i el nivell d'ingressos amb un major impacte de la presència d'adults en relació als nens. D'altra banda, els ingressos al municipi de Barcelona són significativament superiors als de Catalunya (4% en mitjana total) i, conseqüentment, als d'Espanya (12% en mitjana total), sigui quin sigui el tipus de llar considerat, mantenint-se aquest patró al llarg de la distribució d'ingressos.

Taula 2.6: Estadística descriptiva dels ingressos anuals nets segons el tipus de llar

ESPANYA						
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
1 a.	14.068	6.000	8.844	11.904	16.800	25.680
2 a.	22.282	9.480	14.184	20.184	27.192	38.508
3 a.	26.058	9.996	15.012	22.800	32.724	44.760
4 a.	30.359	11.196	17.496	26.856	38.856	51.996
2 a. 1n.	24.224	9.600	14.616	21.264	32.304	40.896
2 a. 2 n.	27.246	9.912	15.240	25.596	34.032	46.632
Total	22.239	8.712	12.000	19.680	27.996	40.428
CATALUNYA						
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
1 a.	14.697	7.260	9.264	13.200	19.464	25.596
2 a.	23.991	10.212	14.940	20.928	29.676	40.068
3 a.	28.867	11.580	18.852	26.556	36.360	46.920
4 a.	32.954	14.076	20.532	31.812	41.964	52.776
2 a. 1n.	27.008	10.200	14.988	26.400	33.600	43.776
2 a. 2 n.	29.126	10.212	18.000	26.820	38.208	47.400
Total	23.896	9.240	14.160	20.640	31.980	41.688
BARCELONA						
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
1 a.	15.581	7.584	9.600	14.148	19.908	26.448
2 a.	26.483	13.200	15.816	22.428	32.808	45.588
3 a.	32.567	15.312	21.072	31.800	41.628	50.880
4 a.	36.275	18.000	25.812	32.364	41.280	64.560
2 a. 1n.	29.352	9.840	20.172	27.024	38.892	47.688
2 a. 2 n.	33.290	14.640	20.604	32.400	40.272	50.760
Total	24.933	9.312	14.316	20.832	32.448	45.000

Per tal d'analitzar la relació entre la despesa total en consum, els ingressos nets i la composició de la llar, s'han definit sis grups d'observacions per a cada tipus de família segons que els ingressos estiguin per sota del primer decil (<Q10), entre el primer decil i el primer quartil (Q10-Q25), entre el primer quartil i la mediana (Q25-Q50), entre la mediana i el tercer quartil (Q50-Q75), entre el tercer quartil i el novè decil (Q75-Q90) o per sobre del novè decil (>Q90). A la Taula 2.A1 de l'annex d'aquest capítol es presenten les mitjanes de la despesa total en consum excloent els lloguers imputats per a cadascun dels grups, on es pot observar es reproduïxen de manera molt similar

en termes qualitatius els patrons observats per als diferents tipus de llars en termes de la comparativa de mitjanes de la secció anterior (Taula 2.3).

A la Taula 2.7 es presenten unes estimacions de les escales d'equivalència per als diferents tipus de llar segons el nivell d'ingressos prenent com a referència les llars unipersonals (escala d'equivalència igual a 1) i també en termes de les mitjanes totals que s'obtenen a partir de les xifres de la Taula 2.3. Els resultats es presenten per als tres territoris considerats malgrat que la grandària de la mostra fa que els resultats per al municipi de Barcelona siguin un tant erràtics i s'hagin de prendre amb certa cautela.

Taula 2.7: Escales d'equivalència segons la despesa total (excloent els lloguers imputats) per tipus de llar i nivell d'ingressos

ESPANYA							
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90	Total
1 a.	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2 a.	1,60	1,72	1,77	1,63	1,59	1,62	1,65
3 a.	1,94	2,21	2,21	1,94	1,95	1,90	2,01
4 a.	2,37	2,70	2,77	2,47	2,39	2,27	2,49
2 a. 1n.	2,00	2,11	2,14	1,81	1,76	1,75	1,89
2 a. 2 n.	2,01	2,34	2,35	2,11	2,10	2,11	2,16
CATALUNYA							
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90	Total
1 a.	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2 a.	1,84	1,83	1,79	1,50	1,60	1,58	1,63
3 a.	2,22	2,11	2,24	1,93	1,95	1,97	2,02
4 a.	2,26	2,51	3,13	2,46	2,32	2,16	2,49
2 a. 1n.	2,04	2,07	2,11	1,65	1,68	1,63	1,80
2 a. 2 n.	1,86	2,02	2,36	1,91	2,03	1,89	2,02
BARCELONA							
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90	Total
1 a.	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2 a.	1,72	1,87	1,87	1,55	1,53	1,51	1,64
3 a.	3,11	2,24	2,35	1,81	1,93	2,02	2,08
4 a.	1,63	3,22	3,10	2,22	2,15	1,95	2,41
2 a. 1n.	2,06	1,80	2,11	1,53	1,88	1,69	1,79
2 a. 2 n.	2,64	2,31	2,41	2,22	2,25	2,47	2,34

Un primer fet a destacar és que, tant a Espanya com a Catalunya, l'addició de nous membres a la llar es tradueix en un efecte sobre la despesa total més important per a nivells d'ingressos entre el primer decil i la mediana (Q10-Q25 i Q25-Q50), en

particular, en aquest segon grup. En canvi, l'efecte és menys rellevant per a nivells d'ingressos molt baixos o molt alts, en el primer cas possiblement com a conseqüència de les limitacions a l'augment de la despesa per la limitació dels ingressos, mentre que en el segon cas pot estar reflectint la major capacitat de substitució de despeses per a les llars amb rendes altes. Per contra els grups intermedis, tenen menors limitacions de ingressos que el grup per sota del primer decil i al mateix temps menor marge de substitució que el grup per sobre el novè decil.

Prenent com a referència els grups intermedis esmentats (Q10-Q25 i Q25-Q50), podríem resumir un cert patró més o menys repetit en quant a les escales d'equivalència en relació a una llar unipersonal. Un segon adult fa que l'escala d'equivalència passi a ser al voltant de 1,7. Si afegim a aquesta parella d'adults un menor de 14 anys l'escala d'equivalència augmentaria en 0,4 i un segon menor a la llar suposaria 0,20-0,25 punts més. quantitat que, en el cas dels grups d'ingressos més alts, podria arribar a 0,35, una xifra que es podria considerar una mica més ajustada al que pot ser la realitat. Així mateix, els adults addicionals a partir del segon suposen un augment en l'escala que, per el grup intermedi considerat, es pot xifrar en 0,4-0,5 punts per adult addicional, inferior al 0,7 del primer adult addicional, el qual pot recollir l'efecte de les economies d'escala i del fet que entre els adults es consideren tots aquells membres de la llar majors de 13 anys.

A la Taula 2.8 es presenten els resultats d'una anàlisi similar a l'anterior en termes de les escales d'equivalència, però exclouent de la despesa total en consum, no només els lloguers imputats, sinó també el lloguer de la vivenda principal. Les corresponents xifres de despesa per tipus de llar i nivell d'ingressos estan recollides a la Taula 2.A2 de l'annex d'aquest capítol. En línies generals, els resultats són similars als obtinguts anteriorment amb l'altra definició de despesa tant a nivell qualitatiu com a nivell quantitatiu.

Taula 2.8: Mitjana de la despesa total (excloent els lloguers imputats i el lloguer de la vivenda principal) segons tipus de llar i nivell d'ingressos

ESPANYA							
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90	Total
1 a.	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2 a.	1,65	1,73	1,82	1,69	1,63	1,66	1,69
3 a.	2,00	2,26	2,30	2,05	2,04	2,00	2,10
4 a.	2,45	2,76	2,91	2,62	2,51	2,40	2,61
2 a. 1n.	1,93	2,01	2,18	1,88	1,81	1,79	1,92
2 a. 2 n.	1,96	2,32	2,42	2,22	2,17	2,18	2,23
CATALUNYA							
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90	Total
1 a.	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2 a.	1,94	1,80	1,81	1,58	1,67	1,62	1,68
3 a.	2,33	2,08	2,34	2,11	2,10	2,10	2,15
4 a.	2,43	2,51	3,30	2,68	2,50	2,30	2,65
2 a. 1n.	1,85	1,90	2,10	1,76	1,79	1,60	1,82
2 a. 2 n.	1,69	1,91	2,38	2,05	2,14	1,91	2,07
BARCELONA							
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90	Total
1 a.	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2 a.	1,53	1,77	2,05	1,60	1,52	1,51	1,66
3 a.	3,16	2,22	2,72	1,98	2,08	2,13	2,24
4 a.	1,59	3,30	3,72	2,38	2,41	2,00	2,62
2 a. 1n.	1,35	1,50	2,16	1,64	1,93	1,55	1,75
2 a. 2 n.	2,27	2,06	2,56	2,32	2,42	2,21	2,34

4. Despesa de les llars per grups de béns i composició familiar

La *Encuesta de Presupuestos Familiares* facilita informació molt detallada de les despeses en consum per a una àmplia tipologia de béns d'acord amb la classificació COICOP/HBS (*Classification of individual consumption according to purchase / Household Budget Survey*). En aquest apartat s'analitzarà la relació de la despesa en diferents grups de béns i la composició familiar, atesa la diferent caracterització d'aquests, en quant al seu grau de necessitat, i el diferent grau de relació amb la composició familiar. L'anàlisi s'ha fet en base als dotze grans grups d'aquesta classificació:

1. Aliments i begudes no alcohòliques
2. Begudes alcohòliques, tabac i narcòtics
3. Articles de vestir i calçat
4. Habitatge, aigua, gas electricitat i altres combustibles
5. Mobiliari, equipament de la llar i despeses de conservació de l'habitatge
6. Salut
7. Transport
8. Comunicacions
9. Lleure, espectacles i cultura
10. Ensenyament
11. Hotels, cafès i restaurants
12. Altres béns i serveis

Així mateix, i com s'ha comentat anteriorment, en el cas del grup 4 "Habitatge, aigua, gas electricitat i altres combustibles" s'han analitzat separatament les despeses d'aquest grup sense incloure els lloguers imputats (4.n.i) i també excloent addicionalment el lloguer de la primera vivenda (4.n.i.n.II.).

A les taules 2.9 a 2.11 es presenten les despeses mitjanes per grups de béns per a cadascun dels tipus de llars i els corresponents totals, per a Espanya, Catalunya i el municipi de Barcelona, respectivament, així com la proporció que aquestes despeses representen sobre la despesa total en consum, excloent els lloguers imputats. El primer fet a destacar és que les despeses dels diferents grups de béns augmenten amb

el nombre de membres de la llar, amb diferències significatives segons es tracti de un major o un menor de 14 anys el membre addicional. Hi ha una excepció significativa, que es produeix en els tres territoris considerats, en el cas del grup 2 “Begudes alcohòliques, tabac i narcòtics” que presenta una mitjana inferior en les llars amb dos menors de 14 anys que en les llars amb només un. Així mateix, destaca la importància dels lloguers imputats quan es comparen les mitjanes del grup 4 amb (4) i sense aquests lloguers (4.n.i.). Una reducció en mitjana de més 5.800€ per llar per al total, com a conseqüència de la importància de la propietat entre els règims de tinència.

Taula 2.9: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar i proporcions (%) (ESPANYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.272	4.032	5.230	6.078	4.016	4.723	4.110
2	267	504	732	855	567	490	525
3	732	1.218	1.519	1.956	1.812	2.261	1.384
4	7.486	9.246	9.763	10.191	8.125	8.994	8.842
4.n.i	2.464	3.048	3.037	3.230	3.209	3.289	3.000
4.n.i.n.ll.	1.642	2.218	2.465	2.624	2.031	2.284	2.143
5	807	1.194	1.253	1.363	1.142	1.453	1.145
6	642	1.067	1.170	1.215	767	823	942
7	1.357	2.961	3.958	5.427	3.976	4.252	3.189
8	517	759	963	1.211	893	895	808
9	839	1.505	1.719	2.216	1.851	2.423	1.568
10	76	116	448	1.069	447	806	369
11	1.297	2.264	2.780	3.829	2.719	3.280	2.398
12	1.305	2.068	2.432	2.836	2.331	2.526	2.070
Total n.i.	12.575	20.735	25.241	31.285	23.729	27.221	21.507
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	22,36	23,34	23,78	22,11	19,16	19,84	22,43
2	2,32	2,68	3,24	3,10	2,65	2,09	2,66
3	5,18	5,20	5,38	5,75	7,16	7,84	5,75
4.n.i.	22,05	16,64	13,93	11,95	15,43	13,88	16,85
5	5,94	5,47	4,61	4,04	4,46	4,75	5,10
6	4,23	4,46	4,00	3,55	3,02	2,90	3,94
7	8,07	11,86	13,64	15,68	14,56	13,99	12,00
8	4,89	4,32	4,45	4,50	4,33	3,87	4,45
9	5,72	6,29	6,05	6,36	7,20	8,10	6,36
10	0,45	0,47	1,44	2,78	1,62	2,47	1,18
11	8,61	9,24	9,81	11,08	10,51	10,80	9,54
12	10,18	10,03	9,68	9,09	9,90	9,46	9,74

Taula 2.10: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar i proporcions (%) (CATALUNYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.495	4.355	5.720	6.776	4.278	4.941	4.394
2	250	536	820	792	547	428	521
3	829	1.322	1.833	2.250	1.868	2.180	1.515
4	8.264	9.975	10.993	11.213	8.936	9.690	9.639
4.n.i	2.939	3.641	3.511	3.723	4.010	4.184	3.595
4.n.i.n.ll.	1.684	2.219	2.659	2.753	2.022	2.377	2.186
5	852	1.207	1.311	1.679	1.260	1.405	1.192
6	829	1.320	1.502	1.359	695	860	1.110
7	1.394	3.405	4.532	6.429	4.011	4.319	3.456
8	582	815	1.042	1.341	952	881	860
9	995	1.766	2.143	2.798	2.009	2.576	1.835
10	94	189	723	1.588	758	1.303	539
11	1.368	2.347	3.055	3.689	2.863	3.193	2.451
12	1.680	2.435	2.705	3.175	2.433	2.585	2.334
Total n.i.	14.308	23.340	28.897	35.600	25.683	28.854	23.801
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	21,23	22,04	22,76	21,14	18,62	19,17	21,36
2	1,86	2,48	3,25	2,49	2,26	1,62	2,33
3	5,34	5,24	5,57	5,81	6,93	7,20	5,80
4.n.i.	23,32	17,72	14,70	12,46	17,46	16,42	18,28
5	5,68	5,11	4,29	4,30	4,60	4,47	4,91
6	5,07	4,71	4,40	3,42	2,50	2,87	4,22
7	7,09	12,27	13,31	16,47	13,16	13,52	11,62
8	4,93	4,15	4,19	4,56	4,27	3,58	4,33
9	5,99	6,58	6,53	7,09	7,33	7,92	6,70
10	0,61	0,68	2,19	3,99	2,71	4,12	1,70
11	8,36	8,56	9,44	9,25	10,48	10,01	8,94
12	10,53	10,46	9,39	9,01	9,68	9,10	9,82

Taula 2.11: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar i proporcions (%) (BARCELONA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.601	4.247	6.024	6.846	4.229	5.477	4.198
2	248	490	772	947	506	379	470
3	844	1.327	2.195	2.558	2.018	2.627	1.495
4	9.080	11.189	12.380	13.453	10.592	11.552	10.668
4.n.i	3.522	4.818	4.306	4.239	5.933	6.740	4.539
4.n.i.n.ll.	1.649	2.071	2.639	2.732	1.988	2.306	2.036
5	865	1.215	1.509	2.058	1.485	1.899	1.255
6	854	1.328	2.292	1.424	784	1.314	1.203
7	1.130	3.099	3.989	6.111	3.134	4.074	2.855
8	615	904	1.115	1.371	1.019	872	870
9	1.172	2.149	2.674	2.928	2.386	3.172	2.017
10	119	325	938	2.325	1.274	2.610	716
11	1.696	2.937	3.599	3.016	3.103	4.318	2.727
12	1.952	2.700	3.027	3.767	2.125	3.112	2.522
Total n.i.	15.619	25.539	32.439	37.590	27.996	36.594	24.866
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	20,38	19,70	21,12	19,85	17,14	17,08	19,89
2	1,80	2,06	2,58	2,63	1,80	1,23	2,00
3	4,63	5,04	5,52	6,40	6,68	7,00	5,31
4.n.i.	26,52	21,50	16,73	12,62	23,02	19,20	22,16
5	5,26	4,83	4,48	4,34	4,62	4,63	4,87
6	4,69	4,34	5,80	3,16	2,65	3,59	4,28
7	5,11	9,88	10,85	16,57	10,07	10,14	8,88
8	4,90	4,25	4,00	4,65	4,19	2,78	4,35
9	6,47	7,17	7,54	7,35	8,08	7,96	7,03
10	0,72	1,10	2,44	5,60	3,83	6,72	2,07
11	9,22	9,89	9,61	7,12	9,96	10,88	9,48
12	10,30	10,23	9,32	9,72	7,94	8,78	9,69

L'anàlisi de les proporcions permet destacar el pes significatiu que les despeses del grup 1 "Aliments i begudes no alcohòliques" i el grup 4.n.i. "Habitatge, aigua, gas electricitat i altres combustibles (excloent lloguers imputats)" tenen sobre la despesa total, 22,43% i 16,85% per a Espanya, 21,36% i 18,28% per a Catalunya i 19,89% i 22,16% per al municipi de Barcelona, destacant aquest últim cas, com a conseqüència de la diferent estructura del règim de tinència i el preu més elevat dels lloguers. En tots tres territoris els tres grups següents en importància són el grup 7 "Transport", el grup

11 “Hotels, cafès i restaurants” i el grup 12 “Altres béns i serveis” amb pesos sobre el total al voltant del 10% en tots tres casos.

Com es pot comprovar a les tres taules esmentades, l'estructura de la despesa no és la mateixa segons quina la composició de la llar en quant a nombre de membres i edats dels mateixos. Les despeses d'alimentació (grup 1) tenen un menor pes en les llars amb presència de nens que en la resta de llars, on la proporció és força estable. En comparació al total (darrera columna de les taules 2.9 a 2.11), això es compensa per un major pes de les despeses de transport (grup 7), del grup 9 “Lleure, espectacles i cultura”, molt associades a la presència de menors en etapa formativa, del grup 3 “Articles de vestir i calçat” i, marginalment, del grup 11 “Hotels, cafès i restaurants” i del grup 10 “Ensenyament”, aquesta última molt associada a la presència de menors en etapa formativa. En aquest sentit, també cal destacar que la despesa associada a l'habitatge (grup 4.n.i.) també té un menor pes per a les famílies amb menors respecte del total, atesa la importància que aquesta despesa té en les llars unipersonals o amb dos adults. Aquestes despeses tenen clarament un patró decreixent a mesura que el nombre de membres de la llar augmenta, patró que, per associació, també es trasllada a les despeses del grup 5 “Mobiliari, equipament de la llar i despeses de conservació de l'habitatge”.

Amb la informació de les taules anteriors és possible calcular unes escales d'equivalència específiques per a cada grup de béns i veure com la seva despesa es multiplica segons canviï la composició familiar. Aquests càlculs es presenten a la Taula 2.12 per a tres grups de béns concrets: grup 1 “Aliments i begudes no alcohòliques”, grup 4.n.i. “Habitatge, aigua, gas electricitat i altres combustibles (excloent els lloguers imputats)” i grup 7 “Transport”, que tal com s'ha comentat anteriorment són els que tenen un pes més important en la despesa total en consum¹¹. També es presenten les escales d'equivalència per a la despesa total excloent els lloguers imputats (Total n.i.) i per a la despesa d'aquells béns que en certa manera poden ser catalogats de “menys prescindibles” (Total* n.i.) i serien els associats a tots els grups llevat el grup 2

¹¹ Per a alguns grups de béns amb molt poc pes el càlcul d'aquestes escales d'equivalència pot generar una certa confusió en la mesura que com les despeses associades al grup de referència (llars unipersonals) són molt baixes, aquestes escales, que al cap i a la fi mesuren, variacions, poden ser molt elevades. Per exemple, aquest seria el cas per al grup 10 “Ensenyament”.

“Begudes alcohòliques, tabac i narcòtics”, el grup 9 “Lleure, espectacles i cultura”, el grup 11 “Hotels, cafès i restaurants” i el grup 12 “Altres béns i serveis”.

Taula 2.12: Mitjana de la despesa total sense lloguers imputats segons tipus de família i nivell d’ingressos

ESPANYA						
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.
1	1,00	1,77	2,30	2,68	1,77	2,08
4.n.i.	1,00	1,24	1,23	1,31	1,30	1,33
7	1,00	2,18	2,92	4,00	2,93	3,13
Total n.i.	1,00	1,65	2,01	2,49	1,89	2,16
Total* n.i.	1,00	1,62	1,98	2,43	1,83	2,09
CATALUNYA						
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.
1	1,00	1,75	2,29	2,72	1,71	1,98
4.n.i.	1,00	1,24	1,19	1,27	1,36	1,42
7	1,00	2,44	3,25	4,61	2,88	3,10
Total n.i.	1,00	1,63	2,02	2,49	1,80	2,02
Total* n.i.	1,00	1,62	2,01	2,51	1,78	2,00
BARCELONA						
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.
1	1,00	1,63	2,32	2,63	1,63	2,11
4.n.i.	1,00	1,37	1,22	1,20	1,68	1,91
7	1,00	2,74	3,53	5,41	2,77	3,61
Total n.i.	1,00	1,64	2,08	2,41	1,79	2,34
Total* n.i.	1,00	1,64	2,12	2,55	1,88	2,43

Les escales d’equivalència per a l’alimentació segueixen un patró i uns valors molt similars a les que fan referència a la despesa total, per a qualsevol dels territoris, però sobretot en el cas d’Espanya i Catalunya, on la grandària de la mostra fa més consistents i precises les estimacions. Aquesta evidència és força rellevant en la mesura en que el grup 1, malgrat ser el més important dels 12 grups en termes relatius de despesa, no arriba a la quarta part del total. Per contra, en el cas del grup 4.n.i. “Habitatge, aigua, gas electricitat i altres combustibles (excloent els lloguers imputats)” els factors multiplicadors per a diferents estructures de les llars no són gaire elevats (en general, per sota de 1,5) i molt estables, identificant, si de cas, valors més elevats

en les llars amb presència de menors, en particular, en el cas del municipi de Barcelona, encara que la grandària de la mostra en aquest cas deixa un cert interrogant en aquesta evidència. Aquest patró per al grup 4.n.i. està recollint l'efecte d'un cert "espai fix" necessari en els habitatges i la incidència (menys que proporcional) sobre el preu de la vivenda d'un metre quadrat addicional decreixent amb la superfície, la qual sí està correlacionada (positivament) amb el nombre de membres de la llar. D'altra banda, en el cas de les despeses de transport (grup 7)¹² les escales d'equivalència són molt elevades i, gairebé, l'augment en l'escala per cada membre addicional de la llar és 1, amb l'única excepció del segon menor que té un factor inferior, al voltant de 0,3 per a Espanya i Catalunya, i més elevat, però inferior a la unitat, per al municipi de Barcelona.

Finalment, si analitzem les despeses "menys prescindibles" (Total* n.i.), que representen aproximadament el 70% de la despesa total en consum (Total n.i.) de manera molt uniforme per a tots els tipus de llars i per als tres territoris¹³, observem que les escales d'equivalència, com a conseqüència d'aquesta uniformitat, són molt similars a les del total de la despesa en consum per als tres àmbits geogràfics.

¹² El grup 7 "Transport" inclou les despeses associades a la compra de vehicles, a la seva utilització (manteniment i reparació), i a l'ús dels serveis de transport, tant de ferrocarril, carretera, avió o marítim.

¹³ S'ha d'aclarir que aquest percentatge uniforme del 70% correspon a la ràtio entre la suma de les mitjanes dels vuit grups de béns "menys prescindibles" sobre la mitjana total per a cada tipus de família. Això fa que no coincideixin amb la suma de les proporcions que apareixen a les Taules 2.9 a 2.11 per a aquests grups, atès que cada proporció és la mitjana de les proporcions de les diferents llars de cada grup amb el seu corresponent factor d'elevació.

5. Despesa de les llars per grups de béns, ingressos i composició familiar

De manera similar a com s'ha fet en la secció 3 per a la despesa total en consum, en aquest apartat s'analitzarà la despesa per grups de béns en termes de la seva relació amb la composició de la llar i el nivell d'ingressos. A les taules 2.A3 a 2.A20 de l'annex d'aquest capítol es presenta informació detallada de la mitjana de la despesa i la mitjana de la proporció d'aquesta despesa sobre el total per a cada grup de béns, tipus de llar i nivell de renda, utilitzant en aquest últim cas els mateixos sis grups definits en seccions anteriors, per a Espanya (taules 2.A3 a 2.A8), Catalunya (taules 2.A9 a 2.A14) i el municipi de Barcelona (taules 2.A15 a 2.A20).

Dels diferents aspectes que es poden analitzar de l'exhaustiva informació continguda a les esmentades taules de l'annex, en primer lloc, centrarem l'atenció a la relació entre la despesa per grups de béns i el nivell d'ingressos en termes de com canvia la mitjana de la proporció de la despesa d'un grup de béns en funció d'aquest nivell, informació que es troba recollida a la Taula 2.13 per als tres àmbits territorials considerats.

El primer fet destacable és que, tal i com ja s'havia apuntat anteriorment, els tres grups de béns que, al llarg de tota la distribució d'ingressos, representen les proporcions més importants de la despesa total en consum són: el grup 1 "Aliments i begudes no alcohòliques", el grup 4.n.i. "Habitatge, aigua, gas electricitat i altres combustibles (excloent els lloguers imputats)" i el grup 7 "Transport", que representen més del 60% de la despesa total en consum per als ingressos per sota del primer decil, percentatge que es va reduint al llarg de la distribució d'ingressos, estant per sota del 45% per a ingressos per sobre del novè decil, per als tres territoris analitzats. En concret, aliments i habitatge veuen caure substancialment el seu pes al llarg de la distribució d'ingressos amb reduccions de més 10 punts percentuals en tots dos casos. Al mateix temps, les despeses de transport augmenten de manera significativa (al voltant de 5 punts percentuals) si comparem els dos decils dels extrems de la distribució. Això comporta que per als ingressos per sobre del novè decil el pes dels transports estigui a un nivell molt similar al dels aliments o l'habitatge amb percentatges al voltant del 13%-14%.

Taula 2.13: Distribució (%) de la despesa per grups de béns segons el nivell d'ingressos

ESPANYA						
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90
1	28,08	27,48	24,82	20,58	17,65	15,18
2	3,81	2,86	2,73	2,61	2,22	1,88
3	4,40	5,05	5,53	6,08	6,49	6,71
4	22,83	19,72	17,33	15,23	13,96	13,86
5	3,90	4,62	4,91	5,01	5,57	7,01
6	3,10	4,05	4,22	3,94	4,02	3,78
7	10,02	10,08	11,02	13,17	13,76	13,68
8	4,96	4,84	4,68	4,43	4,03	3,48
9	4,16	4,77	5,77	6,96	7,86	8,65
10	0,59	0,65	0,90	1,24	1,69	2,30
11	5,50	6,37	8,32	10,83	12,62	13,46
12	8,69	9,51	9,79	9,91	10,14	10,02
CATALUNYA						
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90
1	25,83	25,96	23,52	19,74	17,11	15,25
2	2,96	2,49	2,41	2,37	1,94	1,70
3	4,92	5,39	5,66	5,58	6,93	6,51
4	27,83	21,52	18,39	16,48	14,26	14,43
5	3,37	4,32	4,83	5,30	5,03	6,32
6	3,26	4,62	4,83	3,93	4,20	3,80
7	8,59	9,40	10,84	12,81	13,48	14,01
8	4,74	4,61	4,56	4,40	3,93	3,35
9	4,02	5,39	5,98	7,05	8,68	9,18
10	1,02	1,16	1,49	1,92	2,20	2,40
11	5,16	5,80	7,33	10,13	12,15	13,47
12	8,32	9,35	10,17	10,28	10,07	9,57
BARCELONA						
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90
1	24,99	25,71	20,81	17,98	16,38	14,10
2	2,14	1,59	2,56	1,93	1,93	1,39
3	4,14	5,21	4,62	4,81	7,41	6,40
4	34,79	24,86	22,81	19,56	17,84	17,31
5	2,90	4,11	5,23	5,27	5,08	5,67
6	2,52	4,93	5,70	3,23	3,94	4,61
7	5,61	7,02	7,85	10,76	9,42	11,79
8	4,79	4,48	4,71	4,47	4,00	3,07
9	4,04	5,03	5,66	7,66	10,25	9,92
10	1,17	1,27	1,86	2,76	2,61	2,15
11	4,61	5,90	8,03	11,43	11,66	14,87
12	8,41	9,90	10,15	10,14	9,49	8,72

En general, el pes de cadascun dels 12 grups de béns és sensible al nivell d'ingressos. Apart dels grups 1 i 4.n.i. ja esmentats, el grup 2 "Begudes alcohòliques, tabac i narcòtics" veu disminuir el seu pes a mesura que els ingressos augmenten, encara que d'una manera menys acusada, com també és el cas del grup 8 "Comunicacions". Al mateix temps, la resta de grups veuen augmentar el seu pes amb els ingressos, en particular, com era d'esperar, el grup 11 "Hotels, cafès i restaurants" que ho fa en uns 8 punts percentuals, el qual significa que per ingressos per sobre del novè decil. Aquest grup té una importància relativa en la despesa total similar a la dels grups 1, 4.n.i. i 7, abans comentats. Com era previsible, aquest patró també es dona en la evolució de la proporció de la despesa del grup 9 "Lleure, espectacles i cultura" per als diferents nivells d'ingressos.

En segon lloc, centrarem l'atenció en mesurar les escales d'equivalència per a alguns grups de béns rellevants (en concret, els grups 1, 4.n.i. i 7) per a diferents nivells d'ingressos, així com per a la despesa total i la despesa per als béns "menys prescindibles", definida en la secció anterior. Aquesta informació es troba a les taules 2.14 a 2.16 per a Espanya, Catalunya i el municipi de Barcelona¹⁴, respectivament, on el grup de referència (escala d'equivalència unitària) és el que correspon a les llars unipersonals.

Pel que fa referència al grup 1, els valors obtinguts en general estan força alineats amb els obtinguts amb les mitjanes d'ingressos però s'observa que, per als nivells d'ingressos més baixos (<Q10 i Q10-Q25), les escales són inferiors a les de la resta de grups d'ingressos, en particular, quan el nombre de membres de la llar és més elevat. D'altra banda, en relació a les despeses associades a l'habitatge (grup 4.n.i.), el patró que segueixen és just al contrari. En general, són significativament més baixes que les calculades en base a la despesa total en consum, sent més elevades per als grups d'ingressos més baixos, sobretot quan es consideren llars amb presència de membres menors de 14 anys.

¹⁴ Es presenten els càlculs per al municipi de Barcelona malgrat que la grandària de la mostra fa que els resultats siguin poc precisos i consistents, amb alguns valors exageradament alts com a conseqüència que la mitjana de la despesa per al primer decil és molt baixa per a alguns béns (per exemple, el grup 7) amb el qual les escales d'equivalència per a altres tipus de llars, que no deixen d'aproximar taxes de variació, són molt elevades.

Taula 2.14: Escales equivalència segons els tipus de llar i el nivell d'ingressos (ESPANYA)

	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.
Grup 1						
< Q10	1,00	1,73	2,08	2,34	1,71	1,86
Q10-Q25	1,00	1,58	1,96	2,25	1,57	1,80
Q25-Q50	1,00	1,83	2,24	2,63	1,77	2,03
Q50-Q75	1,00	1,82	2,40	2,77	1,77	2,19
Q75-Q90	1,00	1,83	2,63	3,08	1,92	2,30
>Q90	1,00	1,77	2,36	2,80	1,82	2,13
Grup 4.n.i.						
< Q10	1,00	1,27	1,43	1,57	1,82	1,77
Q10-Q25	1,00	1,32	1,33	1,44	1,71	1,57
Q25-Q50	1,00	1,25	1,28	1,36	1,35	1,35
Q50-Q75	1,00	1,20	1,18	1,24	1,13	1,16
Q75-Q90	1,00	1,24	1,22	1,34	1,21	1,33
>Q90	1,00	1,23	1,13	1,15	1,13	1,29
Grup 7						
< Q10	1,00	1,87	2,55	3,89	2,88	2,90
Q10-Q25	1,00	3,90	6,38	8,65	6,26	6,91
Q25-Q50	1,00	3,26	4,85	6,59	5,17	5,21
Q50-Q75	1,00	1,98	2,55	3,75	2,58	2,70
Q75-Q90	1,00	2,06	2,51	3,29	2,32	2,76
>Q90	1,00	1,75	2,18	2,79	2,18	2,29
Total n.i.						
< Q10	1,00	1,60	1,94	2,37	2,00	2,01
Q10-Q25	1,00	1,72	2,21	2,70	2,11	2,34
Q25-Q50	1,00	1,77	2,21	2,77	2,14	2,35
Q50-Q75	1,00	1,63	1,94	2,47	1,81	2,11
Q75-Q90	1,00	1,59	1,95	2,39	1,76	2,10
>Q90	1,00	1,62	1,90	2,27	1,75	2,11
Total* n.i.						
< Q10	1,00	1,60	1,89	2,32	1,95	2,02
Q10-Q25	1,00	1,64	2,04	2,46	1,98	2,14
Q25-Q50	1,00	1,75	2,14	2,64	2,03	2,19
Q50-Q75	1,00	1,61	1,93	2,42	1,74	2,01
Q75-Q90	1,00	1,59	2,00	2,42	1,76	2,12
>Q90	1,00	1,56	1,87	2,25	1,73	2,07

Taula 2.15: Escales equivalència segons tipus de llar i nivell d'ingressos (CATALUNYA)

	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.
Grup 1						
< Q10	1,00	1,84	2,21	2,15	1,52	1,65
Q10-Q25	1,00	1,50	1,82	2,04	1,41	1,63
Q25-Q50	1,00	1,90	2,33	2,89	1,85	2,07
Q50-Q75	1,00	1,71	2,45	2,76	1,75	1,97
Q75-Q90	1,00	1,93	2,70	3,45	1,93	2,52
>Q90	1,00	1,62	2,14	2,67	1,66	1,87
Grup 4.n.i.						
< Q10	1,00	1,40	1,61	1,47	2,16	2,04
Q10-Q25	1,00	1,43	1,54	1,57	1,82	1,70
Q25-Q50	1,00	1,35	1,32	1,38	1,62	1,58
Q50-Q75	1,00	1,10	1,04	1,21	1,04	1,15
Q75-Q90	1,00	1,22	1,05	1,20	1,06	1,26
>Q90	1,00	1,20	1,09	1,04	1,34	1,49
Grup 7						
< Q10	1,00	3,64	5,11	6,25	4,70	2,77
Q10-Q25	1,00	5,85	5,78	9,22	8,08	6,60
Q25-Q50	1,00	3,92	6,63	10,44	5,76	6,51
Q50-Q75	1,00	2,55	3,64	5,68	3,20	3,48
Q75-Q90	1,00	1,96	2,11	3,02	1,73	2,31
>Q90	1,00	1,68	2,23	2,25	1,69	1,79
Total n.i.						
< Q10	1,00	1,84	2,22	2,26	2,04	1,86
Q10-Q25	1,00	1,83	2,11	2,51	2,07	2,02
Q25-Q50	1,00	1,79	2,24	3,13	2,11	2,36
Q50-Q75	1,00	1,50	1,93	2,46	1,65	1,91
Q75-Q90	1,00	1,60	1,95	2,32	1,68	2,03
>Q90	1,00	1,58	1,97	2,16	1,63	1,89
Total* n.i.						
< Q10	1,00	1,76	2,11	2,18	1,99	1,88
Q10-Q25	1,00	1,74	1,92	2,31	1,96	1,93
Q25-Q50	1,00	1,81	2,20	3,07	2,06	2,25
Q50-Q75	1,00	1,56	2,05	2,62	1,68	1,98
Q75-Q90	1,00	1,59	1,97	2,40	1,67	2,04
>Q90	1,00	1,47	1,88	2,12	1,59	1,83

Taula 2.16: Escales equivalència segons tipus de llar i nivell d'ingressos (BARCELONA)

	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.
Grup 1						
< Q10	1,00	1,41	2,43	1,36	1,01	1,99
Q10-Q25	1,00	1,09	1,32	1,66	1,08	1,15
Q25-Q50	1,00	2,02	2,97	3,36	1,83	2,48
Q50-Q75	1,00	1,79	2,31	3,06	1,92	2,57
Q75-Q90	1,00	1,61	2,59	2,67	1,74	2,47
>Q90	1,00	1,84	2,58	3,02	1,85	1,90
Grup 4.n.i.						
< Q10	1,00	1,97	2,46	1,71	3,46	3,13
Q10-Q25	1,00	1,67	1,80	1,70	2,18	2,28
Q25-Q50	1,00	1,21	1,06	0,94	1,73	1,73
Q50-Q75	1,00	1,21	1,04	1,32	1,08	1,40
Q75-Q90	1,00	1,48	1,17	0,89	1,58	1,22
>Q90	1,00	1,35	0,96	1,22	1,87	3,40
Grup 7						
< Q10	1,00	5,55	12,65	9,00	9,48	12,60
Q10-Q25	1,00	16,68	17,99	58,04	12,35	16,79
Q25-Q50	1,00	4,57	10,23	12,89	8,14	4,42
Q50-Q75	1,00	3,37	3,11	5,78	2,18	3,76
Q75-Q90	1,00	3,21	3,46	4,72	3,95	6,18
>Q90	1,00	1,21	1,56	1,68	1,04	1,63
Total n.i.						
< Q10	1,00	1,72	3,11	1,63	2,06	2,64
Q10-Q25	1,00	1,87	2,24	3,22	1,80	2,31
Q25-Q50	1,00	1,87	2,35	3,10	2,11	2,41
Q50-Q75	1,00	1,55	1,81	2,22	1,53	2,22
Q75-Q90	1,00	1,53	1,93	2,15	1,88	2,25
>Q90	1,00	1,51	2,02	1,95	1,69	2,47
Total* n.i.						
< Q10	1,00	1,89	3,27	1,85	2,45	3,04
Q10-Q25	1,00	1,58	1,82	2,81	1,61	2,16
Q25-Q50	1,00	1,76	2,37	3,04	2,05	2,22
Q50-Q75	1,00	1,71	2,05	2,65	1,74	2,58
Q75-Q90	1,00	1,63	2,11	2,50	2,21	2,47
>Q90	1,00	1,39	1,84	1,88	1,62	2,38

En el cas dels transports (grup 7) les escales són molt elevades en alguns casos, en particular, per als grups d'ingressos intermedis/baixos (Q10-Q25 i Q25-Q50), amb valors relativament similars per a Espanya i Catalunya¹⁵. En la resta de trams d'ingressos el patró seguit comporta taxes elevades quan la presència d'adults és important, al mateix temps que s'aprecia una disminució de les escales d'equivalència per al grup d'ingressos més alts (>Q90).

Finalment, cal esmentar que les escales d'equivalència corresponents a la despesa total en béns “menys prescindibles” (excloent els grups 2, 9, 11 i 12) segueixen patrons molt similars a les corresponents a la despesa total en consum excloent els lloguers imputats, malgrat que, si de cas, les primeres tenen valors, en general, més baixos que aquestes últimes.

¹⁵ Tal i com s'ha indicat anteriorment per al municipi de Barcelona s'estimen escales d'equivalència que estan fora del que es podrien considerar rangs de valor raonables. Serveixi d'exemple el valor de 58,04 per a l'escala corresponent al grup 7 per a les llars amb 4 adults (majors de 13 anys) i ingressos entre el primer decil i el primer quartil (Q10-Q25).

6. Conclusions

Una primera aproximació de quin ha de ser l'import de la renda mínima garantida ens la pot facilitar quines són les despeses a les que s'enfronten les famílies, tenint en compte la composició de la llar (nombre de membres, edat, sexe, i d'altres característiques) i el nivell d'ingressos. En aquest sentit, la *Encuesta de Presupuestos Familiares* es presenta com a una font d'informació única en la mesura que per a una mostra significativa de la població espanyola es disposa d'informació detallada sobre els tres aspectes anteriorment esmentats (despesa, tipus de llar i ingressos).

En aquest capítol s'ha procedit a analitzar la relació d'aquestes tres variables, primer en termes de la despesa total i, posteriorment, amb una anàlisi desagregada per a 12 grups de béns, que es corresponen al primer nivell d'agregació de la classificació COICOP/HBS.

En el cas de Catalunya la despesa mitjana de les llars és de 23.801€, però oscil·la entre els 14.308€ en el cas de llars unipersonals fins als 35.600€ en llars amb quatre membres majors de 13 anys, situant-se en els 25.683€ per a llars amb dos membres adults i un menor de 14 anys. Si l'anàlisi es fa atenent a diferents nivell d'ingressos, la despesa mitjana d'una llar unifamiliar amb ingressos en el primer decil seria de 7.208€ o de 9.555€ si els ingressos estan entre el primer decil i el primer quartil, substancialment diferents a la mitjana anterior. En el cas d'un llar amb dos adults i un menor de 14 anys les despeses associades a aquests nivells baixos de renda serien 14.686€ i 19.733€, respectivament.

Com a manera de sintetitzar aquests canvis en la despesa en funció de la composició de la llar s'han utilitzat les escales d'equivalència, definides en relació a una llar unipersonal, és a dir, per quin factor és multiplica la despesa d'un llar unipersonal quan passem a una llar amb una composició diferent. En base a les mitjanes totals, sense tenir en compte el nivell d'ingressos, aproximadament l'escala d'equivalència per a una llar amb dos adults seria 1,65, amb un increment de 0,4 per cada adult addicional i de 0,2 per cada menor de 14 anys.

L'anàlisi desagregada per nivell d'ingressos ha permès constatar que les escales d'equivalència varien al llarg de la distribució dels ingressos, sent, en general, una mica més elevades, per a nivells d'ingressos baixos. En qualsevol cas, el patró per a rendes baixes seria molt similar a l'anterior en termes de les mitjanes, amb uns valors lleugerament més alts.

L'anàlisi per grups de béns permet identificar patrons diferents en termes d'escales d'equivalència per als tres grups amb un pes més important a la despesa total en consum: grup 1 "Alimentació i begudes no alcohòliques", grup 4 "Habitatge, aigua, gas electricitat i altres combustibles", excloent els lloguers imputats, i el grup 7 "Transport". En el cas dels aliments, les escales d'equivalència en termes de les mitjanes són molt similars a les comentades anteriorment per a la despesa total. En canvi, les corresponents a l'habitatge estan molt per sota, com a conseqüència de les característiques d'aquest tipus de bé. D'altra banda, en el cas de les despeses de transport les escales d'equivalència s'ajusten força al nombre de membres de la llar (increments unitaris per membre addicional) amb l'excepció dels menors de 14 anys que tenen una contribució elevada, però que no arriba a la unitat.

Finalment, l'anàlisi de la despesa per grups de béns, composició familiar i nivell d'ingressos ha permès constatar el canvi substancial en l'estructura de la despesa total en funció del nivell de renda. Per a nivell baixos, la despesa en alimentació, habitatge i transport representa més del 60% de la despesa total, mentre que per a rendes altes el seu pes disminueix substancialment, mai per sobre del 15% en cap dels tres casos, i altres grups de béns adquireixen una importància similar, com és el cas dels grups de 9, 11 i 12, que estan associats a despeses de lleure i espectacles; allotjament i restauració; i altres béns i serveis. Així mateix, les escales d'equivalència dels diferents grups canvien segons el nivell d'ingressos i, en aquest sentit, les corresponents a l'alimentació segueixen tenint un patró similar a les de la despesa total, però són més petites per als trams de renda baixos, just el patró contrari que es dona en el cas de les despeses d'habitatge (grup 4).

Annex

Taula 2.A1: Mitjana de la despesa total (excloent lloguers imputats) segons tipus de llar i nivell d'ingressos

ESPANYA						
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90
1 a.	6.827	8.019	9.731	13.698	17.111	22.216
2 a.	10.906	13.761	17.212	22.392	27.172	35.944
3 a.	13.235	17.753	21.512	26.543	33.397	42.116
4 a.	16.161	21.632	26.995	33.898	40.905	50.534
2 a. 1n.	13.640	16.881	20.872	24.749	30.156	38.874
2 a. 2 n.	13.724	18.790	22.826	28.893	36.017	46.864
Total	11.179	14.415	17.887	23.101	28.265	37.151
CATALUNYA						
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90
1 a.	7.208	9.555	10.856	16.152	18.843	24.767
2 a.	13.275	17.524	19.476	24.195	30.224	39.194
3 a.	16.013	20.170	24.271	31.142	36.676	48.863
4 a.	16.269	23.954	33.974	39.794	43.704	53.475
2 a. 1n.	14.686	19.733	22.910	26.687	31.647	40.355
2 a. 2 n.	13.373	19.317	25.577	30.860	38.220	46.809
Total	12.396	16.684	20.252	25.307	30.691	40.152
BARCELONA						
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90
1 a.	7.260	10.580	12.218	17.939	19.784	27.202
2 a.	12.471	19.763	22.887	27.804	30.240	41.001
3 a.	22.597	23.709	28.752	32.412	38.147	54.923
4 a.	11.867	34.052	37.925	39.812	42.479	53.050
2 a. 1n.	14.982	18.996	25.797	27.477	37.282	45.955
2 a. 2 n.	19.156	24.485	29.471	39.784	44.426	67.153
Total	12.206	17.653	21.347	26.571	31.700	41.719

Taula 2.A2: Mitjana de la despesa total (excloent lloguers imputats i lloguer de la vivenda principal) segons tipus de llar i nivell d'ingressos

ESPANYA						
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90
1 a.	6.191	7.588	9.089	12.717	16.118	20.847
2 a.	10.195	13.093	16.567	21.529	26.257	34.502
3 a.	12.398	17.154	20.921	26.011	32.910	41.667
4 a.	15.181	20.945	26.424	33.342	40.377	50.086
2 a. 1n.	11.957	15.244	19.853	23.893	29.156	37.414
2 a. 2 n.	12.138	17.627	21.969	28.247	35.026	45.389
Total	10.246	13.591	17.146	22.292	27.386	35.954
CATALUNYA						
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90
1 a.	6.194	9.091	10.077	14.382	17.176	22.967
2 a.	12.029	16.379	18.277	22.694	28.617	37.104
3 a.	14.455	18.894	23.573	30.408	36.110	48.235
4 a.	15.026	22.852	33.228	38.539	42.981	52.752
2 a. 1n.	11.475	17.287	21.113	25.249	30.686	36.830
2 a. 2 n.	10.488	17.367	24.017	29.502	36.805	43.935
Total	10.774	15.358	19.079	23.900	29.326	38.178
BARCELONA						
	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	>Q90
1 a.	6.165	9.825	10.122	15.568	17.477	25.328
2 a.	9.422	17.389	20.752	24.953	26.514	38.206
3 a.	19.476	21.809	27.562	30.809	36.297	53.908
4 a.	9.825	32.384	37.623	36.987	42.193	50.578
2 a. 1n.	8.303	14.771	21.881	25.602	33.758	39.219
2 a. 2 n.	13.965	20.251	25.877	36.136	42.325	56.032
Total	9.618	15.596	19.082	24.146	28.924	30.305

Taula 2.A3: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar del primer decil d'ingressos i proporcions (%) (ESPANYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	1.745	3.020	3.633	4.084	2.985	3.245	2.914
2	255	380	559	587	450	378	408
3	256	483	604	809	812	949	559
4	5.496	6.368	6.347	6.493	5.728	5.574	5.941
4.n.i	1.666	2.115	2.376	2.612	3.027	2.951	2.258
4.n.i.n.ll.	1.023	1.404	1.539	1.632	1.344	1.364	1.322
5	305	510	474	489	477	484	437
6	281	498	419	543	377	387	405
7	652	1.219	1.660	2.535	1.881	1.892	1.375
8	320	503	641	783	542	531	498
9	300	470	668	691	748	833	534
10	28	42	133	331	116	141	93
11	414	615	951	1.264	1.028	910	729
12	612	1.052	1.117	1.433	1.196	1.022	974
Total n.i.	6.827	10.906	13.235	16.161	13.640	13.724	11.179
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	26,83	30,03	29,31	27,32	24,31	25,27	28,08
2	3,89	3,74	4,37	3,92	3,47	2,96	3,81
3	3,69	3,93	3,99	4,33	5,40	6,10	4,40
4.n.i.	26,64	21,08	19,86	18,66	24,74	24,00	22,83
5	4,44	4,42	3,42	2,98	3,47	3,30	3,90
6	3,25	3,89	2,81	2,78	2,25	2,22	3,10
7	7,49	9,36	11,19	13,77	12,11	12,28	10,02
8	5,37	5,08	5,21	5,46	4,47	4,07	4,96
9	3,99	3,92	4,16	3,81	4,57	5,32	4,16
10	0,35	0,30	0,78	1,52	0,61	0,95	0,59
11	5,03	5,06	6,20	6,81	6,38	5,80	5,50
12	9,15	9,20	8,69	8,64	8,22	7,73	8,69

Taula 2.A4: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar entre el primer decil i el primer quartil d'ingressos i proporcions (%) (ESPANYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.240	3.534	4.399	5.041	3.520	4.034	3.545
2	147	373	667	802	552	490	423
3	408	653	912	1.210	1.162	1.406	809
4	6.268	7.436	7.419	7.471	6.494	6.982	6.956
4.n.i	1.849	2.438	2.455	2.664	3.168	2.904	2.501
4.n.i.n.ll.	1.418	1.769	1.857	1.976	1.532	1.740	1.677
5	502	726	701	761	619	675	645
6	522	739	762	839	559	660	668
7	422	1.644	2.692	3.652	2.641	2.916	1.860
8	354	584	823	1.040	718	757	628
9	328	699	963	1.299	1.059	1.369	788
10	35	54	185	357	162	215	125
11	363	972	1.580	2.149	1.317	1.711	1.098
12	850	1.345	1.614	1.817	1.403	1.654	1.325
Total n.i.	8.019	13.761	17.753	21.632	16.881	18.790	14.415
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	31,19	28,26	27,00	25,10	22,27	23,03	27,48
2	1,85	2,78	3,98	3,86	3,36	2,78	2,86
3	4,63	4,23	4,71	5,26	6,56	7,14	5,05
4.n.i.	24,54	19,07	15,22	13,62	20,28	17,03	19,72
5	5,91	5,09	3,91	3,46	3,68	3,52	4,62
6	4,79	4,59	3,72	3,49	2,99	3,11	4,05
7	3,90	10,06	13,12	15,22	13,65	14,08	10,08
8	5,00	4,77	5,17	5,22	4,66	4,49	4,84
9	3,56	4,62	4,92	5,53	5,86	6,62	4,77
10	0,26	0,34	0,96	1,47	0,87	1,11	0,65
11	3,98	6,24	7,98	9,13	7,28	8,17	6,37
12	10,38	9,95	9,31	8,64	8,55	8,91	9,51

Taula 2.A5: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar entre el primer quartil i la mediana d'ingressos i proporcions (%) (ESPANYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.233	4.077	5.011	5.863	3.962	4.535	3.987
2	212	447	703	826	595	511	489
3	500	934	1.174	1.737	1.489	1.813	1.096
4	6.869	8.353	8.528	9.018	7.405	7.910	7.889
4.n.i	2.131	2.671	2.733	2.899	2.887	2.877	2.658
4.n.i.n.ll.	6.244	7.757	8.009	8.580	6.438	7.113	7.200
5	1.489	2.025	2.142	2.329	1.867	2.021	1.917
6	636	925	919	979	891	1.001	852
7	542	1.010	1.020	1.152	681	689	837
8	687	2.240	3.333	4.529	3.555	3.579	2.486
9	434	664	900	1.159	894	874	739
10	515	1.034	1.268	1.786	1.542	1.945	1.143
11	39	65	337	696	260	402	212
12	768	1.459	2.094	2.967	2.159	2.458	1.688
Total n.i.	9.731	17.212	21.512	26.995	20.872	22.826	17.887
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	25,93	26,42	25,44	23,73	20,51	21,35	24,82
2	2,18	2,66	3,43	3,29	2,93	2,38	2,73
3	4,80	4,97	5,00	5,99	6,82	7,62	5,53
4.n.i.	23,56	16,98	14,10	11,88	15,00	13,46	17,33
5	5,97	5,37	4,27	3,71	4,18	4,27	4,91
6	4,60	4,92	4,08	3,80	3,15	2,95	4,22
7	5,56	10,84	13,49	15,05	14,66	14,04	11,02
8	5,13	4,33	4,67	4,76	4,77	4,31	4,68
9	4,71	5,53	5,55	6,03	7,11	8,21	5,77
10	0,28	0,35	1,31	2,35	1,24	1,79	0,90
11	6,74	7,61	9,00	10,40	10,06	10,11	8,32
12	10,54	10,02	9,66	9,00	9,57	9,52	9,79

Taula 2.A6: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar entre la mediana i el tercer quartil d'ingressos i proporcions (%) (ESPANYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.329	4.235	5.579	6.448	4.121	5.109	4.370
2	317	559	758	934	576	522	579
3	793	1.324	1.627	2.121	1.870	2.586	1.499
4	7.572	9.565	9.956	10.683	8.388	9.519	9.112
4.n.i	2.667	3.188	3.138	3.299	3.006	3.083	3.054
4.n.i.n.ll.	1.686	2.325	2.605	2.743	2.151	2.437	2.245
5	775	1.259	1.303	1.456	1.109	1.312	1.148
6	731	1.179	1.227	1.440	796	904	1.041
7	1.664	3.291	4.247	6.245	4.297	4.501	3.584
8	588	822	1.021	1.307	971	987	885
9	946	1.638	1.804	2.463	2.010	2.612	1.721
10	60	131	413	960	501	808	359
11	1.474	2.549	2.930	4.186	3.003	3.604	2.644
12	1.354	2.217	2.499	3.037	2.489	2.863	2.217
Total n.i.	13.698	22.392	26.543	33.898	24.749	28.893	23.101
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	19,21	21,20	22,76	20,95	17,89	18,93	20,58
2	2,43	2,65	2,96	2,95	2,44	1,85	2,61
3	5,46	5,57	5,86	5,92	7,35	8,65	6,08
4.n.i.	20,81	15,52	13,02	10,58	12,85	11,44	15,23
5	5,56	5,52	4,81	4,14	4,38	4,49	5,01
6	4,04	4,41	4,15	3,78	3,10	3,01	3,94
7	10,14	12,75	14,20	16,82	15,37	14,12	13,17
8	4,98	4,27	4,33	4,32	4,44	3,82	4,43
9	6,47	6,87	6,36	6,88	7,80	8,59	6,96
10	0,42	0,52	1,36	2,57	2,00	2,76	1,24
11	10,38	10,58	10,57	11,92	11,85	12,10	10,83
12	10,10	10,14	9,62	9,17	10,52	10,26	9,91

Taula 2.A7: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar entre el tercer quartil i el novè decil d'ingressos i proporcions (%) (ESPANYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.342	4.297	6.153	7.210	4.505	5.389	4.603
2	327	605	796	940	583	491	590
3	1.100	1.710	2.133	2.676	2.586	3.071	1.939
4	8.530	10.793	11.986	12.685	9.408	10.907	10.496
4.n.i	2.866	3.542	3.506	3.827	3.456	3.798	3.449
4.n.i.n.ll.	1.873	2.626	3.020	3.299	2.456	2.808	2.572
5	1.168	1.542	1.754	1.813	1.470	2.148	1.561
6	841	1.292	1.703	1.414	996	1.095	1.227
7	2.146	4.412	5.388	7.050	4.969	5.927	4.458
8	677	938	1.134	1.381	1.016	1.011	980
9	1.342	2.273	2.550	3.149	2.634	3.461	2.312
10	105	198	707	1.892	739	1.430	600
11	2.232	3.584	4.170	5.705	4.027	4.800	3.702
12	1.965	2.780	3.403	3.847	3.174	3.395	2.845
Total n.i.	17.111	27.172	33.397	40.905	30.156	36.017	28.265
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	15,62	17,96	20,23	18,85	16,11	16,32	17,65
2	2,11	2,37	2,52	2,43	2,08	1,41	2,22
3	6,16	5,92	5,99	6,22	8,30	8,36	6,49
4.n.i.	18,12	14,31	11,78	9,92	12,12	11,03	13,96
5	6,65	5,57	5,12	4,36	4,76	5,78	5,57
6	4,39	4,16	4,47	3,45	3,06	3,05	4,02
7	11,07	14,28	14,48	16,31	14,75	14,86	13,76
8	4,56	4,01	3,84	3,75	3,74	3,17	4,03
9	7,57	7,87	7,35	7,55	8,66	9,42	7,86
10	0,64	0,71	1,93	4,26	2,39	3,73	1,69
11	12,65	12,48	12,02	13,49	13,09	13,10	12,62
12	10,46	10,36	10,27	9,42	10,93	9,78	10,14

Taula 2.A8: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar per sobre del novè decil d'ingressos i proporcions (%) (ESPANYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.691	4.763	6.348	7.533	4.902	5.727	5.055
2	383	674	916	947	587	463	649
3	1.530	2.497	3.000	3.269	3.272	3.941	2.656
4	10.934	13.927	15.909	15.898	12.147	13.929	13.731
4.n.i	3.869	4.741	4.359	4.451	4.385	4.978	4.510
4.n.i.n.ll.	2.500	3.298	3.909	4.003	2.925	3.503	3.313
5	1.684	2.560	2.807	3.181	2.797	4.019	2.684
6	900	1.655	1.959	1.741	1.257	1.223	1.466
7	3.122	5.466	6.814	8.723	6.792	7.148	5.816
8	734	1.090	1.244	1.530	1.117	1.115	1.103
9	1.888	3.434	3.550	4.156	3.327	4.741	3.313
10	268	244	1.128	2.832	1.094	2.417	1.072
11	2.973	5.154	5.633	7.344	5.222	6.949	5.177
12	2.175	3.666	4.358	4.826	4.122	4.143	3.651
Total n.i.	22.216	35.944	42.116	50.534	38.874	46.864	37.151
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	14,29	15,04	17,25	16,20	13,86	13,48	15,18
2	1,84	2,02	2,26	2,09	1,47	1,11	1,88
3	6,19	6,44	6,55	6,23	8,43	8,36	6,71
4.n.i.	19,36	14,07	11,16	9,37	11,50	10,57	13,86
5	7,22	7,02	6,41	6,07	7,07	8,30	7,01
6	3,68	4,25	4,33	3,33	3,27	2,64	3,78
7	11,29	13,73	14,61	16,08	15,74	13,82	13,68
8	3,95	3,49	3,34	3,36	3,17	2,79	3,48
9	8,42	9,25	8,13	7,93	8,27	9,62	8,65
10	1,05	0,66	2,55	5,33	2,62	5,11	2,30
11	13,02	13,76	12,90	14,23	13,31	14,80	13,46
12	9,71	10,26	10,50	9,78	11,29	9,40	10,02

Taula 2.A9: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar del primer decil d'ingressos i proporcions (%) (CATALUNYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	1.786	3.291	3.944	3.845	2.712	2.952	2.954
2	214	380	581	483	435	316	361
3	299	580	555	768	702	891	584
4	5.751	7.908	7.815	7.076	6.380	6.548	6.864
4.n.i	2.081	2.922	3.348	3.053	4.495	4.252	3.074
4.n.i.n.ll.	1.067	1.676	1.790	1.810	1.284	1.367	1.449
5	322	511	580	370	509	451	441
6	560	658	481	575	274	256	497
7	427	1.556	2.184	2.670	2.006	1.181	1.408
8	305	568	705	853	587	534	527
9	269	654	679	676	696	599	573
10	5	78	406	497	244	373	172
11	295	706	1.269	1.125	1.177	747	754
12	645	1.370	1.282	1.354	851	822	1.053
Total n.i.	7.208	13.275	16.013	16.269	14.686	13.373	12.396
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	26,93	26,96	26,88	22,93	19,54	22,19	25,83
2	2,55	3,37	3,83	2,86	3,23	2,45	2,96
3	5,20	4,53	3,18	4,45	4,79	6,52	4,92
4.n.i.	30,75	24,57	24,75	22,88	32,20	32,84	27,83
5	4,15	3,35	3,18	2,09	3,52	3,15	3,37
6	4,62	3,93	2,40	2,85	1,80	1,91	3,26
7	5,02	9,13	11,02	14,96	10,25	8,45	8,59
8	4,72	4,85	4,90	6,65	4,40	3,99	4,74
9	3,11	4,42	3,97	3,52	4,14	4,17	4,02
10	0,18	0,49	1,84	2,40	1,39	2,78	1,02
11	4,12	4,92	5,73	6,26	8,14	5,26	5,16
12	8,63	9,48	8,32	8,17	6,59	6,27	8,32

Taula 2.A10: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar entre el primer decil i el primer quartil d'ingressos i proporcions (%) (CATALUNYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.694	4.039	4.894	5.505	3.790	4.382	3.933
2	136	428	966	650	453	353	430
3	482	892	1.046	1.477	1.415	1.597	977
4	8.060	8.820	8.593	9.490	7.238	7.232	8.233
4.n.i	2.191	3.135	3.383	3.439	3.982	3.723	3.208
4.n.i.n.ll.	1.727	1.990	2.108	2.337	1.537	1.773	1.883
5	519	780	758	881	734	620	694
6	924	1.186	906	906	430	603	912
7	396	2.318	2.289	3.653	3.200	2.614	1.989
8	382	692	828	1.179	869	673	682
9	510	919	1.224	1.683	1.221	1.652	982
10	2	137	443	511	439	470	235
11	425	1.158	1.806	2.061	1.429	1.273	1.159
12	894	1.840	1.629	2.009	1.771	1.357	1.483
Total n.i.	9.555	17.524	20.170	23.954	19.733	19.317	16.684
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	29,77	25,78	26,28	24,42	20,87	23,65	25,96
2	1,34	2,63	5,23	2,70	2,07	1,84	2,49
3	5,34	4,61	4,30	5,20	6,98	7,50	5,39
4.n.i.	24,91	19,76	18,54	15,84	21,69	20,23	21,52
5	5,35	4,56	3,62	3,88	3,46	3,22	4,32
6	6,14	5,66	3,45	3,41	2,03	3,02	4,62
7	3,08	10,80	10,04	14,62	12,94	13,40	9,40
8	4,90	4,53	4,39	5,48	5,07	3,71	4,61
9	4,93	4,90	5,49	6,65	6,40	7,11	5,39
10	0,07	0,70	2,00	2,30	1,95	2,63	1,16
11	3,68	5,71	8,08	6,73	7,30	6,25	5,80
12	10,47	10,36	8,58	8,78	9,24	7,42	9,35

Taula 2.A11: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar entre el primer quartil i la mediana d'ingressos i proporcions (%) (CATALUNYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.317	4.392	5.397	6.703	4.298	4.787	4.269
2	194	448	743	841	563	401	473
3	590	998	1.446	2.300	1.476	1.752	1.234
4	7.482	9.413	9.732	10.184	8.597	8.693	8.837
4.n.i	2.382	3.227	3.135	3.283	3.848	3.771	3.218
4.n.i.n.ll.	1.603	2.028	2.438	2.537	2.050	2.211	2.045
5	645	1.034	929	1.491	1.060	970	940
6	816	1.561	1.081	1.567	714	896	1.149
7	596	2.339	3.949	6.221	3.433	3.881	2.723
8	497	715	1.002	1.333	934	988	805
9	487	1.252	1.530	2.956	1.579	2.296	1.381
10	93	90	507	1.427	577	790	368
11	743	1.417	2.145	3.013	2.260	2.355	1.653
12	1.496	2.003	2.408	2.839	2.167	2.690	2.036
Total n.i.	10.856	19.476	24.271	33.974	22.910	25.577	20.252
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	24,10	25,41	23,70	22,15	20,69	20,23	23,52
2	2,07	2,39	3,31	2,70	2,35	1,65	2,41
3	5,15	5,05	5,52	6,23	6,46	6,65	5,66
4.n.i.	23,86	17,98	14,08	11,32	17,52	16,08	18,39
5	5,66	5,45	3,86	4,27	4,60	3,94	4,83
6	6,34	5,39	4,22	3,93	2,89	3,09	4,83
7	4,82	10,76	14,46	15,94	13,16	13,29	10,84
8	5,39	4,07	4,65	4,42	4,53	4,38	4,56
9	4,36	5,79	6,00	7,97	6,49	8,14	5,98
10	0,85	0,46	1,75	4,05	2,46	3,22	1,49
11	6,12	6,56	8,46	8,33	9,29	8,84	7,33
12	11,29	10,68	9,98	8,69	9,57	10,50	10,17

Taula 2.A12: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar entre la mediana i el tercer quartil d'ingressos i proporcions (%) (CATALUNYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.600	4.441	6.358	7.178	4.542	5.128	4.606
2	342	510	778	941	569	516	565
3	841	1.298	1.975	2.110	1.736	2.171	1.489
4	8.249	9.768	11.601	12.074	8.939	10.623	9.751
4.n.i	3.412	3.760	3.549	4.113	3.565	3.922	3.650
4.n.i.n.ll.	1.642	2.258	2.815	2.858	2.128	2.564	2.243
5	936	1.365	1.550	2.047	1.148	1.541	1.314
6	733	1.175	1.598	1.656	587	932	1.087
7	1.437	3.664	5.229	8.157	4.599	4.997	3.902
8	704	873	1.150	1.433	1.074	910	950
9	1.135	1.684	2.238	2.878	2.199	2.344	1.872
10	123	272	736	1.558	834	1.789	605
11	1.591	2.568	3.108	4.340	3.080	3.741	2.650
12	2.297	2.587	2.873	3.385	2.753	2.870	2.618
Total n.i.	16.152	24.195	31.142	39.794	26.687	30.860	25.307
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	17,93	20,54	22,58	19,89	18,25	17,60	19,74
2	2,21	2,33	2,66	2,72	2,37	1,70	2,37
3	4,98	5,14	5,99	5,31	6,48	6,91	5,58
4.n.i.	22,78	16,55	12,89	10,59	13,97	12,70	16,48
5	5,73	5,92	4,90	4,50	4,23	4,79	5,30
6	4,00	4,28	4,75	3,56	2,16	3,09	3,93
7	7,77	13,21	14,65	19,40	14,43	15,14	12,81
8	5,16	4,25	4,02	4,10	4,49	3,25	4,40
9	6,76	6,75	6,78	6,79	7,98	7,35	7,05
10	0,73	0,88	2,08	3,66	3,19	5,78	1,92
11	10,35	9,61	9,60	10,71	11,59	11,76	10,13
12	11,59	10,55	9,10	8,78	10,86	9,94	10,28

Taula 2.A13: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar entre el tercer quartil i el novè decil d'ingressos i proporcions (%) (CATALUNYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.391	4.619	6.446	8.252	4.606	6.034	4.898
2	278	782	786	744	649	484	608
3	1.238	1.999	2.664	2.963	3.180	3.337	2.288
4	8.969	10.958	12.583	12.326	10.803	11.549	10.922
4.n.i	3.358	4.090	3.517	4.031	3.554	4.217	3.821
4.n.i.n.ll.	1.691	2.483	2.951	3.307	2.593	2.803	2.456
5	1.032	1.493	1.690	1.851	1.916	1.917	1.527
6	1.033	1.374	2.489	1.259	950	1.123	1.363
7	2.515	4.939	5.314	7.583	4.352	5.807	4.684
8	731	953	1.212	1.465	1.055	988	1.016
9	1.801	2.839	3.090	3.847	2.969	4.212	2.839
10	130	287	1.126	2.446	1.115	1.993	809
11	2.267	3.664	4.715	5.039	4.147	4.523	3.777
12	2.069	3.184	3.624	4.226	3.153	3.586	3.063
Total n.i.	18.843	30.224	36.676	43.704	31.647	38.220	30.691
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	14,83	16,69	19,46	20,15	15,90	17,19	17,11
2	1,40	2,51	2,26	1,76	2,09	1,11	1,94
3	5,98	6,37	6,72	6,23	9,56	8,35	6,93
4.n.i.	19,53	14,71	11,21	9,75	11,70	11,59	14,26
5	5,71	4,72	4,45	4,34	5,52	5,19	5,03
6	5,20	4,05	5,89	2,81	2,87	2,88	4,20
7	11,33	15,13	12,61	16,07	12,49	14,09	13,48
8	4,70	3,70	3,82	3,91	3,63	3,00	3,93
9	8,73	8,43	7,94	8,65	9,29	10,35	8,68
10	0,80	0,86	3,02	5,62	3,52	4,64	2,20
11	11,96	12,06	12,64	10,86	13,16	12,10	12,15
12	9,84	10,78	9,98	9,85	10,26	9,51	10,07

Taula 2.A14: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar per sobre del novè decil d'ingressos i proporcions (%) (CATALUNYA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	3.194	5.178	6.833	8.514	5.312	5.975	5.508
2	302	770	1.178	895	545	410	688
3	1.788	2.556	3.638	4.005	2.945	3.653	2.830
4	11.861	14.196	16.930	16.598	11.901	13.679	14.212
4.n.i	4.316	5.177	4.685	4.468	5.775	6.417	5.129
4.n.i.n.ll.	2.517	3.088	4.057	3.745	2.250	3.543	3.155
5	1.860	2.145	2.637	3.458	2.526	3.450	2.478
6	935	1.855	2.735	1.708	1.327	1.145	1.586
7	3.912	6.580	8.717	8.788	6.596	7.004	6.479
8	799	1.147	1.270	1.672	1.018	1.001	1.128
9	2.045	4.012	4.824	4.377	3.568	4.647	3.854
10	192	274	1.358	3.462	1.442	2.470	1.198
11	3.354	5.541	6.323	6.682	5.596	7.078	5.502
12	2.070	3.959	4.663	5.446	3.704	3.559	3.773
Total n.i.	24.767	39.194	48.863	53.475	40.355	46.809	40.152
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	14,51	14,92	16,47	16,56	14,37	14,06	15,25
2	1,21	1,93	2,51	1,78	1,35	0,97	1,70
3	5,86	5,96	7,14	7,65	7,18	7,83	6,51
4	19,47	14,68	10,26	8,70	14,18	12,23	14,43
5	7,55	5,34	5,66	6,60	6,89	6,96	6,32
6	3,61	4,44	5,16	3,34	3,17	2,52	3,80
7	12,28	14,72	15,24	15,44	14,23	14,43	14,01
8	3,81	3,49	2,99	3,62	2,76	2,63	3,35
9	8,05	10,05	9,19	7,45	9,25	9,98	9,18
10	0,70	0,63	2,94	6,35	3,29	4,98	2,40
11	14,07	13,52	12,38	12,22	13,53	15,52	13,47
12	8,88	10,33	10,06	10,29	9,79	7,91	9,57

Taula 2.A15: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar del primer decil d'ingressos i proporcions (%) (BARCELONA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	1.942	2.743	4.725	2.641	1.952	3.858	2.739
2	280	208	492	166	151	331	251
3	325	638	1.519	33	690	798	590
4	6.927	7.990	10.896	8.020	7.663	8.873	7.845
4.n.i	2.212	4.351	5.440	3.775	7.663	6.924	3.984
4.n.i.n.ll.	1.117	1.302	2.318	1.732	984	1.733	1.383
5	214	408	602	263	238	738	364
6	221	352	1.216	110	42	624	375
7	168	933	2.126	1.512	1.592	2.116	926
8	273	562	816	1.259	461	646	529
9	492	314	1.843	623	487	810	628
10	0	110	1.067	318	485	558	243
11	364	643	1.003	185	689	962	568
12	770	1.208	1.750	982	533	792	1.023
Total n.i.	7.260	12.471	22.597	11.867	14.982	19.156	12.206
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	28,00	24,16	25,34	21,00	12,86	20,65	24,99
2	2,86	1,93	3,09	1,19	0,94	1,66	2,14
3	3,95	4,96	3,59	0,24	4,90	3,83	4,14
4.n.i.	33,72	35,14	31,09	29,76	53,91	37,21	34,79
5	2,80	3,17	2,47	1,67	1,71	3,82	2,90
6	2,35	2,81	4,11	0,79	0,28	2,69	2,52
7	2,29	5,74	5,65	18,59	9,34	10,45	5,61
8	3,94	4,96	4,03	11,03	2,70	4,22	4,79
9	4,52	2,61	6,62	3,78	3,37	3,48	4,04
10	0,00	0,67	2,99	2,28	2,74	2,64	1,17
11	5,36	5,06	3,54	1,33	4,13	4,68	4,61
12	10,21	8,80	7,49	8,33	3,11	4,68	8,41

Taula 2.A16: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar entre el primer decil i el primer quartil d'ingressos i proporcions (%) (BARCELONA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	3.770	4.102	4.965	6.262	4.072	4.332	4.148
2	31	362	1.051	840	177	329	326
3	554	1.023	925	2.764	874	2.041	970
4	8.617	9.504	11.006	15.469	8.211	7.848	9.333
4.n.i	2.506	4.180	4.508	4.264	5.451	5.707	3.885
4.n.i.n.ll.	1.751	1.805	2.608	2.596	1.226	1.473	1.827
5	567	654	754	1.227	646	1.026	663
6	1.029	945	1.504	861	536	2.663	1.051
7	131	2.185	2.357	7.603	1.618	2.200	1.650
8	413	827	1.070	1.354	847	614	703
9	253	1.310	1.946	3.275	1.483	1.326	1.086
10	23	287	326	906	405	883	293
11	232	1.948	2.084	2.085	1.410	1.763	1.291
12	1.071	1.942	2.218	2.613	1.475	1.602	1.588
Total n.i.	10.580	19.763	23.709	34.052	18.996	24.485	17.653
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	31,76	23,97	21,16	21,05	21,97	18,35	25,71
2	0,37	1,94	4,46	2,52	1,12	1,57	1,59
3	4,84	5,21	3,75	7,62	4,68	8,05	5,21
4.n.i.	28,71	21,92	19,11	12,35	28,30	24,19	24,86
5	5,32	3,77	3,36	4,25	2,57	4,10	4,11
6	6,22	4,26	5,50	2,56	3,40	8,01	4,93
7	1,27	9,80	8,81	19,08	9,39	9,31	7,02
8	4,83	4,44	4,94	4,62	5,15	2,60	4,48
9	2,56	5,58	7,88	10,17	6,90	5,21	5,03
10	0,24	1,04	1,55	2,13	1,72	4,18	1,27
11	2,25	8,06	8,90	5,68	6,63	8,27	5,90
12	11,64	10,01	10,57	7,97	8,18	6,17	9,90

Taula 2.A17: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar entre el primer quartil i la mediana d'ingressos i proporcions (%) (BARCELONA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.154	4.343	6.393	7.240	3.947	5.337	4.029
2	269	460	605	1.238	474	653	481
3	460	967	1.732	2.309	1.463	1.583	1.042
4	7.794	10.946	10.998	11.476	10.235	10.939	9.742
4.n.i	3.449	4.189	3.643	3.257	5.984	5.950	4.175
4.n.i.n.ll.	1.353	2.053	2.453	2.955	2.069	2.356	1.910
5	629	1.281	1.424	3.340	1.134	1.119	1.125
6	1.184	2.042	2.098	2.279	582	1.062	1.535
7	429	1.962	4.389	5.530	3.493	1.896	2.088
8	573	838	1.088	1.200	1.055	994	833
9	486	1.697	1.751	2.513	2.076	2.590	1.387
10	115	167	526	2.216	791	2.062	476
11	1.370	1.695	2.652	3.052	2.954	2.844	1.922
12	1.099	3.245	2.452	3.751	1.842	3.381	2.255
Total n.i.	12.218	22.887	28.752	37.925	25.797	29.471	21.347
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	19,96	21,71	23,73	21,69	17,63	19,22	20,81
2	2,77	2,30	2,48	3,78	1,80	2,15	2,56
3	4,06	4,33	5,42	5,31	5,43	5,18	4,62
4.n.i.	29,32	20,69	14,94	9,87	22,90	18,86	22,81
5	4,99	6,37	5,18	5,58	3,90	3,88	5,23
6	7,22	5,44	6,60	5,08	2,26	3,45	5,70
7	3,36	8,13	12,52	16,64	11,68	6,23	7,85
8	5,82	4,27	4,05	3,65	4,59	3,42	4,71
9	3,70	6,60	6,27	6,07	7,95	8,04	5,66
10	0,93	0,87	1,65	6,06	3,21	7,37	1,86
11	7,62	7,44	8,54	7,32	11,07	9,95	8,03
12	10,25	11,85	8,63	8,95	7,57	12,24	10,15

Taula 2.A18: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar entre la mediana i el tercer quartil d'ingressos i proporcions (%) (BARCELONA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.405	4.304	5.558	7.367	4.626	6.174	4.251
2	347	486	557	919	493	347	476
3	604	1.067	2.395	2.258	1.947	3.416	1.357
4	9.144	11.309	13.219	13.427	10.602	10.885	10.709
4.n.i	4.110	4.974	4.287	5.437	4.433	5.749	4.527
4.n.i.n.ll.	1.740	2.124	2.684	2.612	2.557	2.101	2.102
5	1.051	1.116	1.985	1.693	1.494	2.434	1.354
6	424	1.158	1.561	1.273	969	1.211	916
7	1.265	4.257	3.931	7.308	2.757	4.756	3.468
8	761	952	1.262	1.398	1.239	952	968
9	1.455	2.082	2.406	3.213	3.104	2.912	2.077
10	204	673	1.200	1.990	1.406	3.264	935
11	2.098	3.817	3.692	3.187	2.637	4.664	3.123
12	3.215	2.918	3.577	3.769	2.374	3.905	3.119
Total n.i.	17.939	27.804	32.412	39.812	27.477	39.784	26.571
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	16,46	17,87	20,20	19,40	19,28	16,19	17,98
2	1,96	1,92	1,70	2,52	2,08	0,87	1,93
3	3,51	4,18	6,04	6,07	7,08	9,05	4,81
4.n.i.	25,60	19,08	16,42	12,37	15,60	13,34	19,56
5	6,06	4,30	5,52	3,84	5,44	5,57	5,27
6	2,25	4,28	4,23	2,91	3,18	3,05	3,23
7	6,49	12,27	11,64	18,94	9,71	12,17	10,76
8	5,16	4,25	4,48	4,17	5,01	2,57	4,47
9	8,18	7,14	7,03	7,55	10,34	7,29	7,66
10	1,30	1,84	3,00	4,77	4,36	8,52	2,76
11	12,49	12,30	9,89	8,03	8,82	11,44	11,43
12	10,54	10,56	9,85	9,44	9,10	9,95	10,14

Taula 2.A19: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar entre el tercer quartil i el novè decil d'ingressos i proporcions (%) (BARCELONA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.670	4.305	6.915	7.130	4.658	6.605	4.642
2	310	732	942	818	720	110	611
3	1.533	2.216	2.634	4.033	3.649	4.040	2.544
4	10.138	11.836	13.070	15.581	13.588	13.046	12.009
4.n.i	3.925	5.796	4.577	3.480	6.201	4.783	4.966
4.n.i.n.ll.	1.617	2.070	2.728	3.194	2.677	2.682	2.190
5	1.030	1.652	1.608	2.772	2.694	1.848	1.682
6	922	841	3.553	1.347	1.432	873	1.249
7	1.118	3.591	3.872	5.276	4.411	6.906	3.542
8	794	1.048	1.076	1.346	1.240	916	1.041
9	2.303	3.373	3.179	3.517	2.691	5.284	3.258
10	121	305	1.308	4.951	2.464	3.907	1.141
11	2.077	3.938	5.388	3.268	3.928	6.239	3.933
12	2.981	2.443	3.096	4.540	3.194	2.916	3.090
Total n.i.	19.784	30.240	38.147	42.479	37.282	44.426	31.700
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	16,31	15,20	20,10	17,45	13,64	17,04	16,38
2	1,46	2,37	2,50	2,01	2,24	0,29	1,93
3	7,15	6,89	5,83	10,30	9,34	8,63	7,41
4.n.i.	21,04	20,36	13,94	9,11	15,82	11,46	17,84
5	4,77	5,30	4,31	5,89	6,88	4,04	5,08
6	5,03	2,73	7,65	2,35	3,42	2,05	3,94
7	5,93	11,00	10,41	10,82	9,79	12,93	9,42
8	4,80	3,99	3,18	3,58	3,62	2,28	4,00
9	11,45	10,12	7,92	8,53	8,04	12,69	10,25
10	0,47	1,08	2,83	11,22	6,53	7,66	2,61
11	10,65	12,35	12,56	6,98	11,06	14,07	11,66
12	10,93	8,60	8,78	11,78	9,63	6,86	9,49

Taula 2.A20: Mitjana de la despesa per grup de béns i tipus de llar per sobre del novè decil d'ingressos i proporcions (%) (BARCELONA)

Mitjana							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	2.982	5.490	7.700	8.991	5.518	5.662	5.289
2	157	680	1.279	1.386	1.101	333	635
3	2.263	2.677	4.683	3.622	4.090	3.640	3.016
4	13.144	16.212	16.075	17.011	13.311	19.997	15.452
4.n.i	4.393	5.935	4.207	5.363	8.230	14.936	6.291
4.n.i.n.ll.	2.519	3.139	3.191	2.891	1.494	3.816	2.876
5	1.777	2.282	2.380	1.637	2.939	4.829	2.407
6	1.383	2.250	4.798	1.881	936	1.445	2.041
7	4.785	5.795	7.459	8.036	4.953	7.818	5.789
8	726	1.186	1.234	1.879	843	926	1.043
9	2.455	4.678	6.630	3.971	3.932	6.773	4.252
10	169	151	1.547	3.298	2.436	4.805	1.209
11	4.296	6.068	7.642	6.111	7.923	10.762	6.080
12	1.817	3.809	5.364	6.874	3.053	5.225	3.668
Total n.i.	27.202	41.001	54.923	53.050	45.955	67.153	41.719
Proporció							
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	2 a. 1 n.	2 a. 2 n.	Total
1	13,13	15,27	14,60	17,33	12,14	9,33	14,10
2	0,69	1,64	1,78	2,54	2,26	0,46	1,39
3	5,49	5,98	8,48	7,68	9,53	5,42	6,40
4.n.i.	19,97	17,12	9,18	9,67	16,91	21,25	17,31
5	6,87	4,84	4,06	2,83	6,84	6,55	5,67
6	4,29	5,80	6,87	3,46	2,24	1,85	4,61
7	12,79	10,84	13,44	14,11	9,08	11,34	11,79
8	3,25	3,62	2,56	3,95	1,96	1,56	3,07
9	9,20	11,18	11,57	7,31	8,80	10,43	9,92
10	0,56	0,33	3,22	6,04	4,44	7,05	2,15
11	16,62	13,77	13,87	12,20	18,27	16,35	14,87
12	7,15	9,63	10,36	12,88	7,54	8,41	8,72

CAPÍTOL 2

La relació entre la despesa, els ingressos i la composició de les llars: elasticitats renda i escales d'equivalència

1. Introducció

L'establiment d'una renda d'emergència requereix poder vincular dues dimensions econòmiques relacionades amb l'activitat de la llar: les despeses necessàries, i gairebé ineludibles d'una llar, atesa la seva composició i estructura, i els ingressos que té aquesta llar, atès que la renda d'emergència complementarà els ingressos per tal de fer front a les despeses necessàries. En altres paraules, és rellevant poder establir la relació entre les diferents despeses que realitzen les llars i els ingressos que tenen, i, en concret, com les variacions en els ingressos afecten a les mateixes, i si hi ha patrons diferenciats segons el tipus de béns que considerem.

L'altre element que implícitament està present en aquesta relació entre despesa i ingressos i la condiona, en particular, a través de la despesa, és la composició familiar. No només la quantia de la despesa, sinó també com aquesta es distribueix entre els diferents tipus de béns està condicionada, sobretot, pel nombre de membres, l'edat dels mateixos i el sexe.

Des del punt de vista econòmic, per tal de poder aportar evidència d'aquests dos aspectes que hem esmentat relacionats amb aquest trio de variables: despesa, ingressos i composició familiar, es fa necessari caracteritzar, per a l'àmbit territorial d'interès, les corbes d'Engel, que estableixen les relacions que expliquen com canvis en els ingressos es tradueixen en canvis en la despesa dels diferents tipus de béns, i les escales d'equivalència, que són mesures que quantifiquen quina és l'aportació a la despesa de la llar d'un membre addicional amb unes característiques concretes, habitualment l'edat i en alguns casos també el sexe. En aquest capítol es presentarà evidència per a Espanya, Catalunya i el municipi de Barcelona d'aquests dos aspectes, fent ús de la informació a nivell de microdades (dades a nivell de cada llar) de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* que elabora el *Instituto Nacional de Estadística*, per als anys 2013, 2014 i 2015.

La *Encuesta de Presupuestos Familiares* és l'enquesta de oficial de despesa de les llars de periodicitat anual, que recull informació molt exhaustiva de la despesa monetària (i en molts casos en termes de quantitat també) en béns i serveis de les llars a nivell de quatre dígit de la classificació COICP/HBS (*Classification of individual consumption*

according to purchase / Household Budget Survey), així com informació molt detallada de les característiques socio-demogràfiques dels membres de la llar i dels seus ingressos. És una estadística oficial, atès que forma part de les estadístiques incloses en el *Plan Estadístico Nacional 2017-2020*, així com en els anteriors, però no és una estadística europea al no haver-hi un reglament europeu que fixi els aspectes metodològics, continguts i programació de la mateixa.

El fet que no sigui una estadística europea té implicacions en alguns aspectes vinculats a la qualitat i a la fiabilitat d'algunes variables, en particular, la variable que fa referència als ingressos. Aquesta és una variable obtinguda en base a les respostes dels informants de les llars, a diferència del que passa per exemple a la *Encuesta de Condiciones de Vida*, utilitzada en altres capítols d'aquest estudi, on la informació d'ingressos s'obté de les dades dels registres fiscals i de la Seguretat Social, atès que aquesta sí que és una estadística europea. Els errors de mesura en la informació d'ingressos no són negligibles, tal i com es posa de manifest en el treball de Méndez i Vega (2011) on s'analitzen les diferències entre la informació d'ingressos dels registres i l'obtinguda com a resposta als qüestionaris. Això comportarà que, en els diferents exercicis d'aquest capítol, s'utilitzi la despesa total com una aproximació dels ingressos per tal d'obviar aquest problema que, com es posa de manifest en algunes comparatives entre els resultats obtinguts segons la variable utilitzada, pot tenir una incidència negativa en les estimacions que es facin.

El capítol s'estructura de la següent manera. En la secció 2 es discuteixen els aspectes metodològics relacionats amb la forma funcional i les característiques de les dades a l'hora d'estimar les corresponents equacions d'Engel, presentant els diferents mètodes d'estimació que es faran servir. La secció 3 presenta les estimacions de les elasticitats renda per als 12 grups de béns corresponents al primer nivell de desagregació COICOP/HBS, el qual permet caracteritzar els diferents tipus de béns en normals (de primera necessitat o de luxe) o inferiors. Aquesta anàlisi s'estén de manera més detallada a la secció 4, on s'analitzen les elasticitats renda per tipologia de llar (composició), per nivell d'ingressos i al llarg de la distribució de la despesa de cada grup de béns. A la secció 5 es realitza una primera aproximació a l'estimació de les escales d'equivalència, fent una anàlisi comparativa amb les que habitualment tenen

un cert caràcter oficial (OCDE i Eurostat) i les obtingudes per a d'altres països. El capítol finalitza amb un resum de les principals conclusions.

2. Aspectes metodològics

A l'hora de qualificar els béns com a normals, ja siguin de primera necessitat o de luxe, o inferiors cal conèixer com responen a canvis en la renda o els ingressos dels individus o de les llars. En altres paraules, cal conèixer quina és l'elasticitat-renda (η) de la demanda d'aquests béns, que mesura quin és el canvi percentual en la despesa d'un bé associat a un increment del 1% en la renda de la llar. Si l'elasticitat és positiva estarem davant d'un bé normal i si és negativa davant d'un bé inferior. D'altra banda, si un canvi positiu és més que proporcional ($\eta > 1$) el bé serà considerat de luxe i si és menys que proporcional ($\eta < 1$) serà considerat de primera necessitat.

Per tal d'estimar empíricament aquesta elasticitat cal estimar la corresponent corba d'Engel que relaciona la despesa en un determinat bé (d) amb la renda de la llar (y)

$$d = g(y, z)$$

on z són controls que fan referència a característiques de la llar.

És evident que la forma funcional g influeix en quina serà la corresponent elasticitat renda, així com les característiques de la mateixa, en particular, com varia per a diferents nivells de renda. Han estat múltiples les formes funcionals utilitzades en la literatura empírica les quals, llevat poques excepcions, són no lineals, entre les que destaquem pel fet d'estar utilitzades en aquest treball les següents¹⁶:

Model log-lineal: log-log

$$\ln(d) = a(z) + b \ln(y)$$

$$\eta = b$$

Model semi-log: log-lineal

$$\ln(d) = a(z) + b y$$

$$\eta = b y$$

¹⁶ Altres formes funcionals utilitzades a la literatura han estat la *semi-log (lineal-log)*, la *log-recíproca* o la *hiperbòlica*, entre d'altres.

Model Box-Cox

$$d(\theta) = a(z) + b y(\lambda)$$

$$d(\theta) = \frac{d^\theta - 1}{\theta} \quad \text{si } \theta \neq 1$$
$$= \ln(d) \quad \text{si } \lambda = 0$$

i de manera similar per a $y(\lambda)$.

$$\eta = b \frac{y^\lambda}{d^\theta}$$

Model de Working-Leser

$$w = a(z) + b \ln(y)$$

$$\eta = 1 + \frac{b}{w}$$

on $a(z)$ és el terme constant que depèn de les característiques de la llar, b és un paràmetre i w és la proporció de la despesa total que correspon al bé analitzat.

És evident que mentre el model *log-log* té una elasticitat constant, els altres dos són models on l'elasticitat canvia en funció de la llar, atès que depèn, bé de la seva renda (model *log-lineal*), o de la proporció de la despesa en el bé corresponent (model de Working-Leser). El model de Box-Cox és una generalització dels models *log-log* i *semi-log*, que permet relaxar alguns supòsits de normalitat que són necessaris per a l'estimació del model o l'obtenció de prediccions de la variable dependent.

Des del punt de vista economètric la forma funcional és un dels elements de l'especificació i, per tant, influeix en la consistència de les estimacions, però hi ha d'altres, específics de treballar amb dades individuals, que són rellevants atesa la característica de la variable dependent en els nostres models: la despesa (o la proporció de despesa) en un determinat bé. En particular, és rellevant el tractament de la presència d'una proporció significativa d'observacions zero per a la variable endògena, aspecte present en el grups de béns que analitzarem en les següents seccions i que corresponen als dotze grups de la classificació COICOP/HBS per al primer nivell de

desagregació de la despesa de les llars. Amb les microdades de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* corresponents al 2013, 2014 i 2015, si bé és cert que per alguns grups, com el grup 1 “Aliments i begudes no alcohòliques” o el grup 4 “Habitatge, aigua, gas electricitat i altres combustibles” (sense lloguers imputats) pràcticament no hi ha valors zero per a la despesa, en d’altres grups la proporció de zeros en la variable despesa és significativa. Per exemple, aquest és el cas del grup 6 “Salut” amb un 71,6% de despeses positives o del grup 10 “Ensenyament” amb un 37,8%.

Aquesta presència de zeros en la variable depenent fa que les versions empíriques de tres dels quatre models presentats (excepció del model Box-Cox), que tenen estructura lineal en les variables transformades, no puguin ser estimades per Mínims Quadrats Ordinaris (MQO) i sigui necessari especificar models que tinguin en compte aquesta característica de variable depenent limitada quan la proporció de zeros és significativa. Aquesta ha estat una temàtica extensament tractada a la literatura microeconomètrica en relació amb les diferents alternatives que es plantegen al model de regressió tradicional¹⁷, i que té els seus orígens en el model Tobit, proposat fa més de 50 anys pel premi Nobel James Tobin (Tobin, 1958).

El model Tobit es pot entendre com un model on la variable depenent (Y) (despesa en el nostre cas) és el resultat d’un procés d’optimització (maximització de la utilitat), el qual podria tenir com a resultat valors òptims (Y^*) per a la variable depenent negatius en alguns casos, la qual cosa des d’un punt de vista empíric no es pot donar, atès que la despesa (el que observem) és no negativa. Això fa que en el model Tobit els zeros es considerin “solucions de cantonada”, ja que el rang de valors de la despesa no pot ser qualsevol i quan l’òptim sense restringir és una despesa negativa, l’òptim efectiu està situat a zero (cantonada).

Per tant, l’estructura del model Tobit és la d’un model de regressió per a la variable latent (Y^*) que explica les solucions òptimes sense restringir, però que en termes reals

¹⁷ Veure Amemiya (1984), Blundell i Meghir (1987), García i Labeaga (1996) o Cameron i Trivedi (2005), entre d’altres.

el que observem (Y , la despesa) és zero quan l'òptim (Y^*) és negatiu i coincideix amb Y^* quan és positiu.

En concret el model seria:

$$Y^* = X'\beta + u$$

$$Y = \max(Y^*, 0)$$

on X és un vector de variables explicatives i u el terme d'error, que habitualment se suposa que segueix una distribució normal. Per tant, el model Tobit és un model de regressió on la variable dependent (Y^*) quan és negativa no s'observa, només sabem que és negativa, doncs observem Y igual a 0. Habitualment aquest model s'estima per màxima versemblança.

Es tracta d'un model senzill, fàcil d'estimar, ja que la funció de versemblança té un únic màxim, sent el model més senzill per tractar la presència de zeros en la variable dependent, però té limitacions que condicionen la consistència de les seves estimacions. D'una banda, hi ha limitacions distribucionals, doncs en el seu format habitual els supòsits de normalitat i homoscedasticitat s'imposen, i és conegut que el seu incompliment comporta la inconsistència de les estimacions. Això ha comportat el desenvolupament de tests per contrastar aquests supòsits, el desenvolupament de versions del model Tobit per relaxar el supòsit de normalitat (transformació Box-Cox de la variable dependent) o la proposta de mètodes semiparamètrics que no depenen d'aquests supòsits.

Tant o més importants són les limitacions d'especificació del model Tobit. Amb un únic model implícitament s'expliquen dues variables endògenes, la decisió de consumir un producte i la despesa (o la quantitat) a consumir d'aquest producte. Això comporta que les mateixes variables (X) afectin les dues variables i ho facin en el mateix sentit: allò que augmenta la probabilitat de consumir un producte, augmenta la despesa en el cas de consumir. De fet, això és conseqüència que els zeros que s'observen el model Tobit els considera tots com a una "solució de cantonada" resultat d'un procés d'optimització. Però no és difícil pensar en situacions on els zeros observats no són la solució òptima dels individus, donades les variables que influeixen en la despesa, sinó

que responen a d'altres causes, és a dir, que són explicats per models diferents als que expliquen la despesa. Serveixin d'exemple els zeros que s'observen en la despesa de determinats productes per part d'aquells que no són potencials consumidors (despesa de carn dels vegetarians o despesa en tabac dels no fumadors) o els zeros que són conseqüència de la infreqüència de compra de determinats productes, bé per les seves característiques (béns durables), o bé per la manera en que es recull la informació en les enquestes de consum amb apunts setmanals, quan les compres es fan en periodicitats diferents.

Les alternatives al model Tobit que s'han plantejat per superar les seves limitacions consideren l'existència de models alternatius, apart del corresponent a la despesa positiva, per explicar la presència de zeros. Una d'aquestes alternatives és el model de selecció (Heckman, 1979), introduït en el seu moment per tractar problemes d'observabilitat en l'estimació d'equacions de salaris, i adaptat a aquests models amb la variable depenent limitada. Hi ha una equació que explica si el individu fa despesa o no (model d'elecció discreta tipus Probit), i una altra equació que explica la despesa positiva (equació amb una mostra seleccionada). Apart de que aquest model no considera la possibilitat de que hi hagin zeros que puguin ser "solució de cantonada", considera que, igual que quan s'estima una equació de salaris el que es vol explicar és com el mercat retribueix les "habilitats" dels individus, tant si treballen com si no treballen, en el cas de la despesa el que voldríem explicar es quina seria la despesa associada a les característiques de les llars, tant si consumeixen com si no un determinat producte, aspecte que sembla no coincidir amb l'objectiu que és explicar la despesa d'aquells que decideixen consumir. De fet, tal i com apunta Madden (2008), amb aquesta estructura de dues equacions sembla més adequada l'especificació del model en dues parts, que té una estructura com la del model de selecció però que no considera que hi ha un problema de selecció de la mostra a l'hora d'estimar l'equació de despesa, sinó que hi ha una equació, si l'individu consumeix o no, i una altra que explica la despesa condicional a ser un consumidor, tenint en compte que la variable depenent ha de tenir una distribució pròpia de variables positives.

En concret, l'especificació utilitzada posteriorment a la part empírica assumeix un model Probit explicatiu de la decisió de consumir (D) i una especificació semilogàrítica per a l'equació de despesa condicionada a consumir ($d|D=1$)¹⁸.

$$D = 1 \quad \text{si } Z'\delta + v > 0$$

$$= 0 \quad \text{si } Z'\delta + v \leq 0$$

$$\ln(d|D = 1) = X'\beta + u$$

on v segueix una distribució normal estandarditzada, u té esperança zero però sense cap supòsit distribucional addicional, Z i X són vectors de variables explicatives que poden tenir algunes (o totes) comunes. Cal destacar que els termes d'error se suposen independents, encara que això no significa que aquest model sigui un cas particular del model de selecció. D'altra banda, el fet que u no hagi de tenir una distribució normal és rellevant a l'hora de calcular els valors ajustats per a d de manera més flexible que sota el supòsit de normalitat (distribució lognormal per a d), utilitzant una retransformació (*smearing*) que també permet contemplar situacions d'heteroscedasticitat (Duan, 1983). A la pràctica, l'estimació d'aquesta versió del model en dues parts només requereix l'estimació d'un model Probit i d'un model de regressió per MQO.

En qualsevol cas, els models considerats fins ara només contemplen un únic origen per als zeros, quan és raonable pensar que puguin coexistir zeros "solució de cantonada" i zeros de potencials no consumidors. En aquest sentit, Cragg (1971) va introduir els models de doble-tanca on es manté la idea de dues equacions però l'equació de despesa que aplicaria a aquells que són potencials consumidors té estructura de model Tobit, amb la qual cosa tots dos tipus de zeros són considerats en aquest model, sense necessitat de conèixer cada zero a quin tipus pertany. Apart de les majors dificultats en l'estimació per màxima versemblança, amb molts problemes de convergència, en el nostre cas, atès el grau d'agregació dels grups considerats, no sembla rellevant el paper dels zeros associats a "solució de cantonada", com a solució d'un procés

¹⁸ Es poden especificar altres distribucions per a variables positives per a d , el qual comportaria l'ús del mètode la màxima versemblança per estimar aquesta segona equació.

d'optimització, i hem utilitzat els models en dues parts en front del model de selecció, de la mostra d'acord amb els plantejaments fets anteriorment.

3. Estimacions de l'elasticitat renda

Amb les dades de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* (EPF) corresponent a 2013, 2014 i 2015, s'han estimat per a cadascun dels 12 grups de béns COICOP/HBS equacions de demanda on la variable depenent és la despesa en el grup de béns corresponent i les variables explicatives són la despesa total de la llar, exclosos els lloguers imputats que apareixien a la EPF, el nivell educatiu del sustentador principal (variables fictícies corresponents als quatre nivells educatius de la classificació reduïda de la EPF: sense estudis o estudis de primer grau, educació secundària (primer cicle), educació secundària (segon cicle), i educació superior, i el nombre de membres de la llar (variables fictícies, on per grandària de la mostra s'han agrupat les llars amb 5 o més membres). Cal destacar que la despesa total s'utilitza com a aproximació dels ingressos atès que aquesta variable té un error de mesura substancial, tal i com s'ha apuntat a la introducció del capítol.

Els dotze grups COICOP/HBS per als quals s'han estimat els corresponents models de demanda i les elasticitats-renda són els següents:

1. Aliments i begudes no alcohòliques
2. Begudes alcohòliques, tabac i narcòtics
3. Articles de vestir i calçat
4. Habitatge, aigua, gas electricitat i altres combustibles
5. Mobiliari, equipament de la llar i despeses de conservació de l'habitatge
6. Salut
7. Transport
8. Comunicacions
9. Lleure, espectacles i cultura
10. Ensenyament
11. Hotels, cafès i restaurants
12. Altres béns i serveis

Per tal de valorar la importància de l'especificació funcional i del tractament dels zeros, i per avaluar la robustesa dels resultats, d'acord amb la discussió de la secció anterior, s'han estimat el següents models:

- Model Tobit amb la variable depenent (despesa d'un grup de béns) sense transformar (**Tobit**)
- Model en dues parts amb la transformació de Box-Cox aplicada a la despesa i on la despesa total no afecta a la decisió de consumir, però sí a la quantia de la despesa (**B-C**)
- Model en dues parts amb especificació *log-log* per a l'equació despesa i on la despesa total no afecta a la decisió de consumir, però sí a la quantia de la despesa (**L-L**)
- Model en dues parts amb especificació *log-lineal* per a l'equació despesa i on la despesa total no afecta a la decisió de consumir, però sí a la quantia de la despesa (**L-.**)
- Model en dues parts amb especificació *log-log* per a l'equació despesa i on la despesa total sí afecta a la decisió de consumir i també a la quantia de la despesa (**M2P**)
- Model en dues parts amb especificació Working-Leser per a l'equació despesa i on la despesa total no afecta a la decisió de consumir, però sí a la quantia de la despesa (**W-L**)

Cal destacar que en els models en dues parts on la despesa total no afecta a la decisió de consumir (B-C, L-L, L-. I W-L) a efectes del càlcul de l'elasticitat renda no condicionada de la despesa¹⁹ no és necessari estimar els corresponents models Probit, atès que l'elasticitat de la probabilitat de consumir respecte la despesa total (renda) és zero i l'elasticitat no condicionada és igual a l'elasticitat condicionada, és a dir, la que s'obté de l'equació de despesa (condicionada).

Tal i com s'ha apuntat anteriorment, el model Box-Cox contempla com a casos particulars els models *log-log* (λ i θ igual a zero) i el model *log-lineal* (λ igual a 0 i θ

¹⁹ L'elasticitat no condicionada és la suma de l'elasticitat condicionada més l'elasticitat de la probabilitat de consumir. En el cas del model Tobit, atès que el mateix model explica tant la despesa condicionada com la probabilitat de consumir, i del model M2P, on la despesa total entra com a variable explicativa en les dues equacions, l'elasticitat renda de la probabilitat de consumir no és zero.

igual a 1), així com les versions *lineal-log* (λ igual a 1 i θ igual a zero) i *lineal* (λ i θ iguals a 1) no considerades en aquest estudi²⁰.

A la Taula 2.1 es presenten les estimacions d'aquests paràmetres de transformació per al model Box-Cox per als tres territoris considerats. En tots els casos podem rebutjar la hipòtesi nul·la de que els paràmetres són igual a zero (transformació logarítmica) i també la corresponent a que són igual a 1 (model lineal). Ara bé en tots els casos tant per a λ com per a θ , els valors estimats estan molt més propers a zero que a la unitat (o a -1), la qual cosa fa que centrem la nostra atenció en els models basats en la transformació logarítmica, malgrat rebutjar-la estadísticament, atès que l'estimació de les versions del model en dues parts M2P i també del model Tobit es compliquen substancialment en cas d'estimar les versions Box-Cox per a l'equació de despesa. Així mateix cal destacar els coeficients estimats negatius per a λ , en el cas dels grups 1, 2 i 4, encara que en tots els casos molt propers a zero²¹.

Taula 2.1: Estimacions dels paràmetres λ i θ del model Box-Cox

	ESPANYA		CATALUNYA		BARCELONA	
Grup	λ	θ	λ	θ	λ	θ
1	-0,047	0,334	-0,056	0,347	-0,107	0,267
2	-0,121	0,193	0,064	0,165	-0,030	0,158
3	0,237	0,234	0,283	0,222	0,430	0,229
4	-0,226	0,084	-0,338	-0,032	-0,252	-0,182
5	0,144	0,177	0,009	0,189	0,061	0,176
6	0,180	0,124	0,122	0,098	-	-
7	0,323	0,233	0,317	0,222	0,226	0,169
8	0,022	0,423	-0,018	0,470	-	-
9	0,182	0,187	0,199	0,197	0,094	0,202
10	0,395	0,155	0,350	0,210	0,416	0,282
11	0,222	0,246	0,263	0,249	0,335	0,248
12	0,147	0,115	0,168	0,137	0,229	0,108

²⁰ El fet que els paràmetres de transformació estimats estiguin més propers a 0 que no pas a 1, ha fet que centrem l'atenció en les transformacions logarítmiques, amb l'excepció del model *log-lineal* per poder presentar resultats d'un model amb elasticitat no constant.

²¹ Els paràmetres dels grups 6 i 8 per al model Box-Cox no es reporten atès que, com a conseqüència de la grandària de la mostra per al municipi de Barcelona, l'estimació d'aquest model per màxima versemblança no va convergir.

A la Taula 2.2 es presenten les elasticitats renda estimades a partir dels diferents models de demanda que s'han ajustat amb les mostres corresponents a Espanya, Catalunya i el municipi de Barcelona per a cadascun dels 12 grups de béns. El primer resultat a destacar és que no s'aprecien diferències significatives entre les elasticitats estimades per als tres àmbits territorials, llevat d'algun cas puntual per al municipi de Barcelona, com per exemple les elasticitats dels grups, 4, 10, 11 i 12 per al model Tobit i la del grup 10 per al model de Working-Leser. Probablement aquest fet s'expliqui per la major sensibilitat de les estimacions per al municipi de Barcelona atesa la grandària de la mostra, 1.315 observacions, en front de les 66.261 per a Espanya i les 6.044 per a Catalunya.

Així mateix, tal i com s'ha apuntat anteriorment hi ha tres grups de béns (1, 4 i 12) per als quals la proporció de zeros és pràcticament negligible. Com a conseqüència d'això per a aquests grups no cal estimar un model Tobit, sinó simplement un model de regressió per MQO, que es correspondria a un model semilogarítmic *lineal-log*. Per la mateixa raó, les elasticitats del model M2P per a aquests 4 grups coincideixen amb les del model *log-log*, d'acord amb l'especificació escollida per a l'equació de despesa per al model M2P, atès que en aquests casos no cal estimar el model Probit corresponent i tot l'efecte renda actua a través de l'equació de despesa.

Malgrat que els patrons de les diferents elasticitats renda són molt similar per als 6 models estimats en quant a la consideració dels grups de béns com de luxe (elasticitat renda més gran que 1), de primera necessitat (elasticitat renda menor que 1) o simplement normals (elasticitat renda al voltant de 1), les elasticitats associades al model Tobit presenten, en general, valors inferiors als de la resta de models i en algun cas significativament diferents, com seria el cas del grup 5 "Mobiliari, equipament de la llar i despeses corrents de conservació de l'habitatge". Això és conseqüència de la limitació esmentada en l'anterior secció en el sentit que la mateixa especificació explica la probabilitat de consumir i la despesa.

Taula 2.2: Elasticitats renda segons diferents mètodes d'estimació

ESPANYA						
Grup	Tobit	B-C	L-L	L-.	M2P	W-L
1	0,535	0,522	0,578	0,431	0,578	0,631
2	0,534	0,485	0,580	0,440	0,774	0,569
3	1,013	1,018	1,129	0,932	1,385	1,091
4	0,487	0,433	0,363	0,318	0,363	0,519
5	0,747	1,115	1,268	1,016	1,327	1,244
6	0,916	0,994	1,054	0,885	1,363	1,295
7	1,179	1,321	1,484	1,238	1,670	1,406
8	0,447	0,384	0,450	0,336	0,516	0,397
9	1,027	1,095	1,199	0,977	1,423	1,165
10	0,929	1,126	1,402	1,242	1,831	1,163
11	1,195	1,169	1,316	1,065	1,576	1,246
12	0,948	0,881	0,890	0,734	0,890	0,940
CATALUNYA						
Grup	Tobit	B-C	L-L	L-.	M2P	W-L
1	0,531	0,539	0,608	0,461	0,608	0,645
2	0,557	0,500	0,544	0,460	0,757	0,587
3	1,027	0,994	1,060	0,905	1,315	1,027
4	0,444	0,373	0,320	0,295	0,320	0,470
5	0,743	1,109	1,345	1,053	1,397	1,231
6	0,947	1,070	1,121	0,944	1,430	1,397
7	1,195	1,329	1,476	1,255	1,666	1,439
8	0,422	0,366	0,441	0,330	0,496	0,364
9	1,101	1,163	1,273	1,058	1,496	1,208
10	0,911	0,933	1,210	1,084	1,612	0,943
11	1,206	1,129	1,248	1,046	1,537	1,181
12	1,047	0,934	0,953	0,805	0,953	0,992
BARCELONA						
Grup	Tobit	B-C	L-L	L-.	M2P	W-L
1	0,522	0,498	0,529	0,310	0,529	0,661
2	0,611	0,592	0,681	0,422	0,931	0,782
3	1,098	0,975	1,091	0,768	1,374	1,042
4	0,760	0,404	0,319	0,235	0,319	0,391
5	0,799	1,192	1,388	0,857	1,444	1,280
6	1,025	-	1,087	0,746	1,366	1,517
7	1,255	1,181	1,335	0,871	1,619	1,301
8	0,377	-	0,346	0,212	0,404	0,322
9	1,179	1,169	1,264	0,795	1,554	1,202
10	1,224	0,993	1,236	0,867	1,856	0,771
11	1,429	1,107	1,200	0,813	1,585	1,201
12	1,609	0,941	0,964	0,650	0,964	1,069

Quan comparem les elasticitats renda dels models en dues parts, les corresponents al model M2P semblen ser, en general, més elevades que les de la resta de models, tant per a Espanya, Catalunya o el municipi de Barcelona. Això és conseqüència que en aquest cas la despesa total, que aproxima els ingressos, també afecta, i de manera significativa (i positiva) la probabilitat de consumir per a cada grup de béns. De fet, la diferència entre l'elasticitat del model M2P i la del model *log-log* (L-L), ens dona una estimació de l'elasticitat renda de l'esmentada probabilitat²².

Respecte dels altres models cal destacar que les elasticitats del model Box-Cox estan per sota de les del model *log-log*, que seria un cas particular del primer, amb l'excepció de la corresponent al grup 4, del qual hem comentat anteriorment que és el grup que té el coeficient de transformació (λ) de la variable explicativa (la despesa total) negatiu (i significatiu) i el de la variable depenent (θ) molt proper a zero, però significatiu. D'altra banda, les elasticitats del model Working-Leser són més elevades que les dels models en versió logarítmica i semilogarítmica, excepció feta del model en dues parts M2P.

Prenent les elasticitats del model M2P com les de referència²³, podem concloure que els grups de béns:

- ✓ 3 Articles de vestir i calçat
- ✓ 5 Mobiliari, equipament de la llar i despeses de conservació de l'habitatge
- ✓ 6 Salut
- ✓ 7 Transport
- ✓ 9 Lleure, espectacles i cultura
- ✓ 10 Ensenyament
- ✓ 11 Hotels, cafès i restaurants

²² Cal emfatitzar que en el cas dels grups de béns 1, 4 i 12 l'elasticitat renda de la probabilitat de consumir és zero perquè la probabilitat de consumir és bàsicament igual 1, és dir, no depèn de cap variable.

²³ Cal recordar que aquestes elasticitats estarien una mica sobrevalorades si tenim en compte que els paràmetres de transformació en els models Box-Cox (λ i θ) són estadísticament diferents de zero (malgrat que propers a zero) i, per tant, rebutjaríem el model *log-log* per a l'equació de despesa.

poden ser considerats de luxe (elasticitat renda superior a 1), sent “Ensenyament” el grup amb l’elasticitat més elevada. Aquests resultats són d’aplicació per a qualsevol dels tres territoris considerats.

Els grups de béns que, tant per a Espanya, Catalunya i el municipi de Barcelona, poden ser catalogats de primera necessitat (elasticitat inferior a 1) són:

- ✓ 1 Aliments i begudes no alcohòliques
- ✓ 4 Habitatge, aigua, gas, electricitat i altres combustibles
- ✓ 8 Comunicacions

Els dos primers grups són els que tenen un pes més important en la despesa total, representant al voltant del 40% de la mateixa en qualsevol dels tres territoris considerats. D’altra banda, en el grup 8 estan totes les despeses de telefonia mòbil, cada cop més “necessàries” en la cistella de béns i serveis dels individus.

Els resultats per als dos grups restants (2 i 12) no són homogenis entre els territoris considerats. En el cas del grup 12 “Altres béns i serveis”, les elasticitats renda són pràcticament igual 1 en tots tres casos, no podent rebutjar aquesta hipòtesi nul·la en el cas de Catalunya i el municipi de Barcelona, però sí en el cas d’Espanya, com a conseqüència de les diferències en les grandàries mostrals que, com és ben conegut, afecten a la precisió de les estimacions. Un cas similar es dona per al grup 2 “Begudes alcohòliques, tabac i narcòtics”, malgrat que en aquest grup les elasticitats són lleugerament inferiors i la hipòtesi d’elasticitat unitària només no es rebutja en el cas del municipi de Barcelona amb un nombre d’observacions reduït i amb una estimació puntual més elevada que en el cas d’Espanya i de Catalunya.

Cal indicar que les anteriors conclusions molt probablement es mantindrien si estiméssim la versió del model en dues parts M2P amb un especificació Box-Cox per a l’equació de despesa, encara que els valors numèrics de les corresponents elasticitats serien, en general, lleugerament inferiors, d’acord amb les consideracions fetes anteriorment sobre les versions on la despesa total no afecta la probabilitat de consumir.

Finalment, té interès comparar les elasticitats estimades segons s'utilitzi la despesa total com a aproximació dels ingressos o la informació sobre ingressos de la EPF. A la Taula 2.3 es presenten els resultats d'aquesta comparació per al model en dues parts (M2P) escollit com a model de referència²⁴. Amb l'excepció del grup 4 "Habitatge, aigua, gas, electricitat i despeses de conservació de l'habitatge", i només de manera marginal, les elasticitats renda són substancialment superiors en els models que utilitzen la despesa com a aproximació comparats amb els models que utilitzen la dada d'ingressos de l'enquesta. Aquesta evidència està en consonància amb el que s'espera en relació a l'efecte d'un error de mesura en una variable explicativa en el context del model de regressió. És a dir, la infraestimació en valor absolut dels corresponents coeficients, fet que comporta que en el cas d'Espanya, amb l'excepció del grup 11 "Hotels, cafès i restaurants", tots els grups puguin ser catalogats com de primera necessitat si s'utilitza la informació sobre ingressos de l'enquesta.

Taula 2.3: Elasticitats renda del model M2P amb despesa total o ingressos

Grup	ESPANYA		CATALUNYA		BARCELONA	
	<i>Despesa</i>	<i>Ingressos</i>	<i>Despesa</i>	<i>Ingressos</i>	<i>Despesa</i>	<i>Ingressos</i>
1	0,578	0,319	0,608	0,370	0,529	0,368
2	0,774	0,338	0,757	0,406	0,931	0,598
3	1,385	0,689	1,315	0,722	1,374	0,881
4	0,363	0,370	0,320	0,341	0,319	0,347
5	1,327	0,822	1,397	0,976	1,444	1,099
6	1,363	0,648	1,430	0,700	1,366	0,736
7	1,670	0,671	1,666	0,798	1,619	0,925
8	0,516	0,385	0,496	0,407	0,404	0,325
9	1,423	0,850	1,496	0,955	1,554	0,992
10	1,831	0,913	1,612	0,705	1,856	0,827
11	1,576	1,027	1,537	1,099	1,585	1,078
12	0,890	0,626	0,953	0,719	0,964	0,751

²⁴ En la Taula 2.A1 de l'Annex d'aquest capítol es presenten les estimacions del model en dues parts M2P per als 12 grups de béns.

4. Resultats detallats per tipus de llar, nivell d'ingressos i en termes de distribució de la despesa de cada grup de béns

L'anàlisi de les elasticitats per als diferents grups de béns està fonamentada en models que controlen per certes característiques de les llars com el nivell d'estudis del sustentador principal o el nombre de membres de la llar, però no permet que l'efecte (el coeficient) dels ingressos (mesurats com a despesa total) pugui ser diferent segons diferents variables que facin referència a característiques de les llars. Conseqüentment, les elasticitats renda calculades depenen d'aquest supòsit.

Malgrat que fer dependre el coeficient de la despesa total d'un conjunt exhaustiu de característiques seria inviable des d'un punt de vista de l'estimació del model, i poc operatiu, en termes de la interpretació dels resultats, sí sembla oportú analitzar fins a quin punt una característica rellevant en aquest tipus d'anàlisi com pot ser la composició de la llar pot afectar al coeficient de la despesa total i, per tant, disposar d'elasticitats renda que puguin diferir segons la composició familiar. D'altra banda, atesa la diferent estructura de la despesa, segons els 12 grups de béns, per a diferents nivells d'ingressos, sembla també interessant analitzar fins a quin punt l'efecte de la despesa total varia segons quin sigui el nivell de la mateixa.

A la Taula 2.4 es presenta la distribució de les mostres de la EPF per a Espanya i Catalunya corresponents als anys 2013, 2014 i 2015, segons el nombre d'adults (persones amb 14 o més anys) i el nombre de nens (persones amb menys de 14 anys) que viuen a la llar, on la última categoria de llars segons el nombre d'adults correspon a les llars amb 5 o més adults i la última categoria segons el nombre de nens correspon a les que tenen 3 o més nens. Cal esmentar que l'anàlisi per al municipi de Barcelona per tipologia de llars segons la seva composició s'ha descartat, atesa la reduïda grandària de la mostra per a la majoria de grups considerats.

Més del 70% de les llars no tenen nens (72,8% a Espanya i 70,7% a Catalunya) i en tots dos territoris la composició més freqüent és la de llars amb 2 adults sense nens (30,0% a Espanya i 32,3% a Catalunya). De fet, el tipus de llars més freqüent amb independència del nombre de nens correspon a les llars amb dos adults (47,8% a Espanya i 52,1% a Catalunya). Finalment, per a l'anàlisi d'elasticitats s'han considerat

les sis tipologies de llars següents: 1 adult, 2 adults, 3 adults i 4 adults sense nens, i adults amb 1 nen o 2 nens, que són aquells grups on el nombre d'observacions, tant per Espanya com per a Catalunya, fa pensar que els resultats de les estimacions dels models seran suficientment significatius i la precisió de les mateixes no es veurà massa afectada per la grandària de la mostra²⁵. Són els grups amb més de 5.000 observacions per a Espanya i més de 400 per a Catalunya, que es corresponen a les caselles en cursiva a la Taula 2.4.

Taula 2.4: Distribució de les llars segons el nombre d'adults (a.) i del nombre de nens (n.)

ESPANYA						
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	>= 5 a.	Total
0 n.	11.441	19.893	9.895	5.735	1.262	48.226
1 n.	632	5.557	2.896	884	286	10.255
2 n.	275	5.368	638	201	125	6.607
>= 3 n.	38	872	135	66	62	1.173
Total	12.386	31.690	13.564	6.886	1.735	66.261
CATALUNYA						
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	>= 5 a.	Total
0 n.	949	1.950	847	436	88	4.270
1 n.	71	541	248	67	26	953
2 n.	27	564	67	21	10	689
>= 3 n.	4	92	20	9	7	132
Total	1.051	3.147	1.182	533	131	6.044

Per a l'estimació de les elasticitats renda segons la composició de llar, i posteriorment segons el nivell de despesa total, s'ha fet servir el model en dues parts que permet que la despesa total incideixi tant sobre la probabilitat de consumir com sobre la mateixa despesa (M2P).

A la Taula 2.5 es presenten les elasticitats estimades segons la composició de la llar per a cadascun dels 12 grups de béns. La primera columna referida com a "Total"

²⁵ En el cas d'Espanya es podria haver estès l'anàlisi a d'altres grups però, a fi i efecte de poder comparar resultats entre Espanya i Catalunya, només s'han considerat els grups on la grandària mostral per a Catalunya era suficient.

correspon a les elasticitats calculades amb el model estimat amb les observacions dels sis tipus de llars. Per aquesta raó no coincideixen numèricament amb les de la columna M2P de la Taula 2.2 estimades amb tota la mostra, incloent les observacions d'aquells grups de llars per als quals no s'ha fet una anàlisi desagregada, encara que els resultats són pràcticament idèntics.

Taula 2.5: Elasticitats renda per tipus de llar (model M2P)

ESPANYA							
Grup	Total	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	4a. 0n.	2a. 1n.	2a. 2n.
1	0,564	0,573	0,541	0,574	0,556	0,528	0,553
2	0,759	0,756	0,721	0,754	0,670	0,681	0,660
3	1,404	1,379	1,515	1,463	1,442	1,375	1,316
4	0,348	0,300	0,342	0,377	0,378	0,323	0,358
5	1,331	1,448	1,324	1,277	1,204	1,346	1,460
6	1,352	1,396	1,335	1,431	1,345	1,240	1,197
7	1,682	1,671	1,708	1,624	1,608	1,727	1,563
8	0,486	0,492	0,460	0,476	0,452	0,498	0,446
9	1,424	1,372	1,450	1,449	1,412	1,452	1,485
10	1,790	1,202	1,272	2,111	2,341	1,700	1,785
11	1,562	1,527	1,520	1,574	1,543	1,589	1,619
12	0,872	0,823	0,878	0,897	0,909	0,891	0,875
CATALUNYA							
Grup	Total	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	4a. 0n.	2a. 1n.	2a. 2n.
1	0,596	0,573	0,568	0,635	0,641	0,482	0,625
2	0,709	0,766	0,623	0,649	0,656	0,588	0,750
3	1,348	1,323	1,370	1,474	1,533	1,305	1,394
4	0,301	0,257	0,288	0,318	0,237	0,308	0,347
5	1,400	1,524	1,346	1,366	1,326	1,422	1,707
6	1,458	1,366	1,481	1,615	1,402	1,383	1,200
7	1,661	1,562	1,716	1,620	1,541	1,878	1,425
8	0,469	0,433	0,422	0,546	0,352	0,508	0,441
9	1,497	1,511	1,493	1,491	1,549	1,467	1,615
10	1,619	1,216	1,367	2,180	1,734	1,784	1,206
11	1,512	1,410	1,547	1,507	1,644	1,388	1,616
12	0,920	0,918	0,878	1,004	0,909	0,921	0,912

Per a tots i cadascun dels grups de béns, i tant per a Espanya com per a Catalunya, no s'identifiquen gran variacions en els valors de les elasticitats segons el tipus de llar, amb algunes poques excepcions. De fet, la qualificació de béns de primera necessitat, de luxe o normals amb elasticitat pràcticament unitària que s'havia identificat en

l'anàlisi amb tota la mostra es repeteix per als diferents tipus de llars. Probablement els canvis més significatius corresponen al grup 10 "Ensenyament" on s'identifiquen, més clarament per al cas d'Espanya, tres agrupacions: les llars amb un o dos adults amb una elasticitat lleugerament per sobre de 1, però clarament inferior a la mitjana (1,790); les llars amb menors de 13 anys amb una elasticitat molt similar a la mitjana, i les llars amb 3 o 4 adults amb una elasticitat substancialment superior a la mitjana i per sobre de 2. Aquesta elasticitat més elevada podria està associada a llars amb joves amb més de 13 anys, on els augments de renda es poden traduir en inversions en capital humà, a nivell de formació superior.

Així mateix, encara que de manera menys evident i menys significativa, es poden identificar alguns grups de béns per als quals les elasticitats renda de les llars amb nens menors de 13 anys es diferencien de les de la resta de grups de llars. És el cas dels grups 1 "Aliments i begudes no alcohòliques" i 2 "Begudes alcohòliques, tabac i narcòtics", que tenen consideració de béns de primera necessitat i per als quals les elasticitats renda per a les llars amb nens marca encara més aquesta caracterització (elasticitats menors a les de la resta de llars). Aquest menor valor de les elasticitats en les llars amb nens també es dona en el cas de dos grups de béns, el 3 "Articles de vestir i calçat" i el 6 "Salut", que tenen elasticitats per sobre de la unitat. Just al contrari, elasticitats lleugerament més altes per a les llars amb nens, s'observen per al grup 9 "Lleure, espectacles i cultura", malgrat que de manera força marginal. En resum, la composició de les llars no sembla afectar substancialment a com la despesa respon a canvis en la renda, aproximada per la despesa total.

Pel que fa referència a l'anàlisi diferenciada de les elasticitats segons el nivell d'ingressos, s'ha dividit la mostra en sis submostres segons si el valor de la despesa total està per sota del primer decil ($<Q_{10}$), entre el primer decil i el primer quartil ($Q_{10}-Q_{25}$), entre el primer quartil i la mediana ($Q_{25}-Q_{50}$), entre la mediana i el tercer quartil ($Q_{50}-Q_{75}$), entre el tercer quartil i el novè decil ($Q_{75}-Q_{90}$), i per sobre del novè decil ($>Q_{90}$). A la Taula 2.6 es presenten les elasticitats renda estimades per a cada grup de béns i per a cada nivell d'ingressos.

Taula 2.6: Elasticitats renda per nivell d'ingressos (model M2P)

ESPANYA							
Grup	Total	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	> Q90
1	0,578	0,929	0,637	0,641	0,535	0,371	0,306
2	0,774	0,802	1,227	1,025	0,831	0,440	0,292
3	1,385	1,385	1,804	1,513	1,423	1,050	1,038
4	0,363	0,295	0,338	0,379	0,361	0,347	0,491
5	1,327	1,591	1,551	1,522	1,314	1,097	1,102
6	1,363	1,463	1,255	1,463	1,424	1,372	1,081
7	1,670	1,171	2,000	1,737	1,632	1,612	1,237
8	0,516	0,749	0,606	0,692	0,446	0,212	0,245
9	1,423	1,385	1,787	1,728	1,321	0,959	0,908
10	1,831	0,675	2,003	1,982	1,946	2,075	1,128
11	1,576	1,553	1,890	1,816	1,554	1,146	0,964
12	0,890	0,793	0,925	0,954	0,924	0,905	0,874
CATALUNYA							
Grup	Total	< Q10	Q10-Q25	Q25-Q50	Q50-Q75	Q75-Q90	> Q90
1	0,608	0,920	0,601	0,577	0,533	0,451	0,185
2	0,757	0,801	1,138	1,239	0,482	0,680	0,712
3	1,315	0,660	2,252	1,260	1,699	0,948	0,940
4	0,320	0,191	0,187	0,335	0,469	0,512	0,533
5	1,397	2,181	1,747	1,995	1,503	0,960	1,058
6	1,430	1,704	2,097	1,419	1,734	1,191	0,997
7	1,666	0,933	1,565	2,194	1,412	1,716	1,404
8	0,496	0,611	0,410	0,664	0,810	0,225	0,111
9	1,496	1,305	2,146	2,123	1,552	1,371	0,974
10	1,612	-2,274	2,383	0,155	1,622	1,816	0,271
11	1,537	1,294	2,348	1,866	1,303	1,379	1,063
12	0,953	1,128	0,697	1,043	1,119	0,913	0,945

A diferència del que s'ha comentat en l'anàlisi per tipologies de llar, en el cas de les elasticitats per nivell d'ingressos es detecten variacions substancials entre els sis grups analitzats, encara que la comparativa entre grups de béns per a cada grup d'ingressos segueix, en general, un patró similar a l'observat amb l'anàlisi amb tota la mostra. Cal destacar inicialment que les elasticitats associades al grup amb els nivells de renda més elevats (>Q90) són inferiors, en alguns casos de manera molt significativa, a les de la resta de grups, excepció feta de la corresponent al grup 4 "Habitatge, aigua, gas, electricitat i altres combustibles". En altres paraules, a nivell de rendes altes, no s'identifiquen grups de béns catalogables de manera molt acusada com de luxe, és a dir, en els casos més extrems increments en la renda es tradueixen de manera

lleugerament per sobre de la proporcionalitat en canvis en la despesa en determinats grups de béns. Al mateix temps, per aquest grup de rendes altes els béns catalogables com de primera necessitat, pel fet de tenir una elasticitat inferior a la unitat, encara ho són de manera més acusada que per als altres nivells de renda. Per exemple, un increment del 1% en la renda per aquest grup es traduiria en un increment del 0,3% en la despesa del grup 1 “Aliments i begudes no alcohòliques” comparat amb el 0,58% en mitjana per a tota la mostra.

Si mirem cada grup de béns per separat es poden identificar alguns patrons molt clars de comportament de les elasticitats en relació al nivell d'ingressos. Aquest és el cas del grups de béns 1 “Aliments i begudes no alcohòliques”, 5 “Mobiliari, equipament de la llar i despeses de conservació de l'habitatge”, 6 “Salut” i 8 “Comunicacions” per als quals l'elasticitat renda disminueix de manera molt significativa amb el nivell de renda: de 0,929 (rendes més baixes) a 0,306 (rendes més altes) en el cas del grup 1, de 1,591 a 1,102 per al grup 5, de 1,463 a 1,081 en el cas del grup 6 i de 0,749 a 0,245 per al grup 8. Particularment rellevant és el cas del grup 1, tractant-se d'un bé de primera necessitat, però que en el cas de les llars amb rendes més baixes és gaire un bé normal, doncs els increments de renda es traslladen de manera pràcticament proporcional en increments de despesa en béns d'alimentació. Un patró que és molt similar al que segueixen les elasticitats del grup 8, també un bé de primera necessitat. Com s'ha indicat anteriorment, aquest patró és just al contrari del que passa amb el grup 4 “Habitatge, aigua, gas, electricitat i altres combustibles”, també un bé de primera necessitat per al qual l'elasticitat augmenta amb el nivell de renda.

Per a la resta de grups de béns es poden identificar dos patrons de comportament de les elasticitats renda en relació als ingressos. Un associat als grups 7 “Transport”, 10 “Ensenyament” i, en menor mesura, al grup 12 “Altres béns i serveis” on les elasticitats decreixen amb el nivell de renda excepte per al grup de rendes més baixes per al qual l'elasticitat és inclús inferior a la del grup de rendes més altes²⁶. De fet, en el cas del grup 10 “Ensenyament” l'elasticitat està per sota d'1 (0,675) esdevenint un bé de primera necessitat. Al mateix temps per als grups 7 i 10, sobretot per a aquest últim,

²⁶ En el cas del grup 12 les diferències entre les elasticitats no són tan acusades probablement com a conseqüència de l'heterogeneïtat dels béns i serveis d'aquest grup: atencions i efectes personals, assegurances, serveis financers que no apareixen en d'altres grups, entre d'altres béns i serveis.

les elasticitats per als grups de rendes intermèdies (per sobre del primer decil i per sota del novè decil) són particularment elevades, en alguns casos per sobre de 2, i amb valors clarament diferenciats dels corresponents al nivells de renda extrems. L'altra patró estaria associat als grups 2 "Begudes alcohòliques, tabac i narcòtics", 3 "Articles de vestir i calçat", 9 "Lleure, espectacles i cultura" i 11 "Hotels, cafès i restaurants", i estaria caracteritzat igual que en l'anterior cas, per la diferència que les elasticitats renda per al nivell d'ingressos més baix estarien per sobre de les corresponents als ingressos més elevats, però sempre per sota de les corresponents als grups amb ingressos entre el primer decil i la mediana. Per als nivells d'ingressos més alts destaca la baixa elasticitat renda del grup 2 (0,292 per 0,774 en mitjana) i també que marginalment els grups de béns 9 i 11 esdevenen de primera necessitat per a aquest col·lectiu quan per al conjunt són clarament béns amb elasticitat per sobre de la unitat.

Cal destacar que patrons similars als comentats se segueixen en el cas de Catalunya, encara que, atesa la grandària de la mostra per als diferents grups d'ingressos, els resultats són menys precisos i, en algun cas, una mica extrems, com pot ser el patró i els valors de les elasticitats que corresponen al grup 10 "Ensenyament".

Finalment, en aquesta secció analitzarem com la despesa total, com a aproximació dels ingressos, afecta als elements que caracteritzen la distribució de les despeses dels diferents grups de béns més enllà del seu valor esperat, que és el que hem fet fins ara, i que sota un supòsit de normalitat, juntament amb la variància, ens permetria caracteritzar tota la distribució. En altres paraules, volem flexibilitzar el supòsit de normalitat i de variància constant que implícitament ha caracteritzat el que fem fins ara, i volem analitzar quin és l'efecte de canvis en la despesa total en la distribució de les despeses amb un plantejament menys restrictiu, com és l'ús de la regressió quantílica, tècnica economètrica utilitzada en altres camps com l'economia laboral, l'economia de la salut o l'economia de l'habitatge entre d'altres.

Aquesta anàlisi la farem amb el model *log-log* atès que les no linealitats associades al model en dues parts (M2P) compliquen substancialment l'aplicació d'aquesta tècnica semiparamètrica, on l'estimació requereix minimitzar la suma de les desviacions en valor absolut. En concret, es tracta de modelitzar el quantil θ per a la variable despesa

d'un grup de béns concret (en logaritmes) com una funció lineal de les variables explicatives (X) entre les quals es troba la despesa total (en logaritmes). És a dir,

$$Q_{\theta}(\ln(d)|X) = X'\beta$$

on $Q_{\theta}(\cdot)$ representa el quantil θ .

A la Taula 2.7 es presenten les elasticitats renda per als percentils 10 (Q10), 25 (Q25), 50 (la mediana) (Q50), 75 (Q75) i 90 (Q90) a partir dels resultats de les corresponents regressions quantíliques, així com les que es deriven del model de regressió, que ajusta el valor esperat, a efectes de comparació, i que són les mateixes que apareixen a la columna L-L de la Taula 2.2.

De la comparativa de les elasticitats renda del model lineal, que ajusta el valor esperat, i les corresponents a la regressió en la mediana semblaria que la distribució condicionada (a X) del logaritme de la despesa per als diferents grups de béns és molt similar a una distribució normal, on mediana i mitjana coincideixen. De l'anàlisi de les elasticitats per als altres percentils no s'aprecien diferències tan marcades com en altres estudis on s'utilitza aquesta tècnica, com en el cas de l'anàlisi de la discriminació salarial, però sí que es detecten algunes diferències significatives entre les elasticitats renda al llarg de la distribució condicionada de la despesa d'alguns grups de béns, que mereixen ser comentades.

Cal destacar el patró decreixent de les elasticitats renda del grup 7 "Transport", en particular, quan comparem les associades als percentils 10 i 25 i les de la resta, i per al percentil 10 amb l'elasticitat renda més elevada entre les de tots els béns (1,811). Una estructura d'elasticitats renda similars la trobem per al grup de béns 10 "Ensenyament" amb valors més baixos associats als dos percentils superiors (75 i 90). Just el patró oposat es dona per al grup de béns 6 "Salut" on l'elasticitat més alta, i significativament diferent a la resta, la trobem per al percentil 90, és a dir, la part alta de la distribució condicionada de la despesa en salut. En la mateixa línia, però tractant-se d'un bé de primera necessitat, es mouen les elasticitats renda al llarg de la distribució de la despesa del grup 4 "Habitatge, aigua, gas, electricitat i altres combustibles".

Encara que aquesta anàlisi quantílica està basada en les estimacions del model *log-log*, que no era l'especificació preferida, els resultats es poden utilitzar a nivell qualitatiu per justificar l'anàlisi basat en la mitjana, atès el patró més o menys constant de les diferents elasticitats, al temps que dóna indicació qualitativa al respecte de quins béns veuen canvis en les elasticitats renda al llarg de la distribució de la seva despesa, encara que aquests canvis tenen un abast limitat comparat en estudis similars en altres camps.

Taula 2.7: Elasticitats renda segons els models de regressió quantílica

ESPANYA						
Grup	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
1	0,578	0,555	0,542	0,556	0,593	0,647
2	0,580	0,531	0,569	0,588	0,600	0,522
3	1,129	1,175	1,118	1,113	1,081	1,067
4	0,362	0,288	0,274	0,313	0,390	0,419
5	1,268	1,352	1,209	1,178	1,191	1,247
6	1,054	1,078	0,919	0,918	1,024	1,258
7	1,484	1,811	1,631	1,377	1,369	1,408
8	0,450	0,503	0,425	0,380	0,364	0,361
9	1,199	1,271	1,222	1,195	1,165	1,157
10	1,402	1,496	1,698	1,400	1,164	1,117
11	1,316	1,446	1,344	1,294	1,255	1,237
12	0,890	0,877	0,812	0,812	0,861	0,935
CATALUNYA						
Grup	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
1	0,608	0,625	0,590	0,592	0,606	0,644
2	0,544	0,457	0,506	0,528	0,605	0,558
3	1,060	1,130	1,063	1,061	1,049	1,034
4	0,320	0,286	0,236	0,250	0,328	0,361
5	1,345	1,533	1,345	1,255	1,189	1,213
6	1,121	1,115	1,045	1,068	1,117	1,347
7	1,476	1,757	1,552	1,367	1,416	1,464
8	0,441	0,507	0,410	0,361	0,337	0,351
9	1,273	1,424	1,385	1,270	1,204	1,174
10	1,210	1,621	1,572	1,100	0,930	0,905
11	1,248	1,382	1,298	1,281	1,150	1,145
12	0,953	0,990	0,880	0,890	0,896	0,968
BARCELONA						
Grup	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
1	0,529	0,412	0,477	0,547	0,580	0,611
2	0,681	0,631	0,564	0,657	0,689	0,668
3	1,091	1,255	1,116	1,081	1,052	1,078
4	0,317	0,407	0,284	0,262	0,307	0,342
5	1,388	1,572	1,477	1,299	1,216	1,310
6	1,087	0,756	0,923	1,051	1,247	1,433
7	1,335	1,407	1,250	1,259	1,416	1,402
8	0,346	0,265	0,318	0,308	0,284	0,306
9	1,264	1,514	1,413	1,149	1,123	1,096
10	1,236	1,399	1,433	0,994	0,827	0,852
11	1,200	1,217	1,340	1,301	1,181	1,143
12	0,964	1,011	0,919	0,883	0,885	1,004

5. Una primera aproximació economètrica a les escales d'equivalència

A l'hora de comparar la despesa de dues llars amb diferent composició és força freqüent recórrer a fer la comparativa entre les despeses per càpita (despesa total dividida pel nombre de membres) de cadascuna d'elles, concloent habitualment que si ambdues llars tenen la mateixa despesa per càpita considerem han assolit el mateix nivell d'utilitat. Aquest plantejament suposa que no hi ha cap mena d'economies d'escala associades al nombre (i tipologia) dels membres de la llar o, en d'altres paraules, que l'elasticitat de la despesa respecte del nombre de membres és unitària. Si doblem el nombre de membres la despesa es dobla per mantenir el mateix nivell d'utilitat.

Per tal de flexibilitzar aquesta restricció de les mesures per càpita, una escala d'equivalència és una mesura que quantifica quina és la relació entre les despeses de dues llars amb composició diferent, una d'elles l'estructura de referència i habitualment una llar amb un únic adult, per tal d'assolir el mateix nivell d'utilitat²⁷. Així, si la llar de referència requereix 1.000€ per assolir un determinat nivell d'utilitat i una llar amb dos adults requereix 1.700€, l'escala d'equivalència associada a la llar amb dos adults seria 1,7, i no 2 com pressuposaria l'ús de la despesa per càpita. Per tant, si 1,7 fos l'escala correcta, utilitzar la despesa per càpita faria que suposéssim que una llar amb un adult amb 1.000€ de despesa té el mateix nivell d'utilitat que una llar amb dos adults i 2.000€ de despesa, quan, de fet, en aquestes circumstàncies la utilitat de la segona llar estaria per sobre de la primera. Per tant, per a aplicacions com l'anàlisi de desigualtats, la quantificació del cost dels fills o la determinació de determinats beneficis socials, es fa raonable i necessari l'ús d'escales d'equivalència.

El problema de la mesura de les escales d'equivalència està en el fet que la utilitat és un concepte difícil de quantificar, que comporta problemes d'identificació de les mateixes, al que s'hi ha d'afegir amb quin detall aquestes escales depenen de la composició i les característiques socio-demogràfiques dels seus membres (edat, sexe, salut etc.).

²⁷ Veure Lewbel (2008) per a una introducció completa al tema de les escales d'equivalència.

Les escales més utilitzades són les habitualment associades a la OCDE. Aquesta institució va suggerir l'any 1982 (OCDE, 1982) l'ús del que es coneix com a “escala d'equivalència de la OCDE”, també coneguda com a “escala d'Oxford” (OCDE). Posteriorment, Eurostat va adoptar el que es coneix com “escala d'equivalència de la OCDE modificada” (OCDE(m)), proposada per Hagenaaars, de Vos i Zaidi (1994). Més recentment, la OCDE (OCDE, 2008) ha utilitzat una nova escala per fer anàlisi de desigualtats que comporta dividir la despesa o els ingressos de les llars per l'arrel quadrada del nombre de membres, el que es coneix com “escala de l'arrel quadrada” (A-Q). En qualsevol cas, són molts els països que tenen escales pròpies i moltes les propostes fetes al respecte, generant un panorama amb una gran diversitat d'escales amb diferents implicacions polítiques en funció quina sigui l'escala utilitzada²⁸.

La comparativa entre les diferents escales es pot fer a través de l'elasticitat d'equivalència que mesura quin és el tant per cent de canvi en la despesa (o els ingressos) de la llar associat a un increment del 1% en el nombre de membres per tal de mantenir el mateix nivell d'utilitat d'acord amb la corresponent escala d'equivalència. És a dir, quan més petita és aquesta elasticitat majors són les economies d'escala. Aquesta elasticitat varia entre 0 (la comparativa és termes de despesa total sense tenir en compte el nombre de membres, cada membre addicional suma 0 a l'escala d'equivalència) i 1 (la comparativa és en termes per càpita, cada membre addicional suma 1 a l'escala d'equivalència). En el cas de les tres escales més habitualment utilitzades aquestes elasticitats serien 0,73 en el cas de la escala d'Oxford (OCDE); 0,53 en el cas de l'escala modificada de la OCDE (OCDE(m)), i 0,50 per l'escala de l'arrel quadrada (A-Q).

En aquesta secció procedirem a fer una primera aproximació a l'estimació d'escales d'equivalència alternatives a les habituals en la literatura i en l'estadística oficial (les de la OCDE i Eurostat), basant-nos en una versió simplificada de la proposta de Majumder i Chakrabarty (2010), on suposarem que les escales d'equivalència són independents dels ingressos, és a dir, són les mateixes per a “rics” que per a “pobres”, supòsit que simplifica l'estimació de les mateixes, encara que com mostren els resultats de

²⁸ Veure Buhmann, Rainwater, Schmaus i Smeeding (2005) al respecte.

Majumder i Chakrabarty (2010) les diferències en termes del nivell d'ingressos poden arribar a ser substancials en el cas de l'estudi que realitzen per a l'Índia.

El punt de partida és l'estimació d'un sistema de corbes d'Engel quadràtic en logaritmes per cadascun dels 12 grups de béns (i) i per a cadascun dels 6 tipus de llars, (j) definits anteriorment en aquest capítol. Aquest sistema pot ser entès com una versió quadràtica del model Working-Leser. En concret les equacions de proporció de despesa (w) a estimar en funció dels ingressos (y) serien:

$$w_i^j = a_i^j + b_i^j \ln(y) + c_i^j [\ln(y)]^2$$

Per tal de garantir la independència de les escales d'equivalència dels ingressos, tots els coeficients del terme quadràtic (c_i^j) per a cada grup de béns han de ser iguals al del tipus de família de referència (c_i^1), per al qual cal reestimar els coeficients del termes lineals garantint el supòsit d'independència (\bar{b}_i^j), "netejan" primer les proporcions de despesa del terme quadràtic amb un paràmetre constant per a cada tipus de família.

$$\hat{w}_i^j = w_i^j - c_i^1 [\ln(y)]^2$$

per posteriorment obtenir aquests coeficients (\bar{b}_i^j), a partir de la següent regressió

$$\hat{w}_i^j = \bar{a}_i^j + \bar{b}_i^j \ln(y)$$

Finalment, les escales d'equivalència (S^j) es calculen com

$$S^j = \exp(\sigma^j)$$

on σ^j s'obté a partir de l'estimació del següent model sense terme constant per a cada tipus de família

$$\bar{b}_i^j = -2\sigma^j \bar{b}_i^1$$

S'ha estimat aquest model fent servir les dades de despesa total com a aproximació dels ingressos amb la submostra d'observacions per a cada grup de béns amb despesa positiva ($D - c$), i també amb tota la mostra incloent les despeses zero ($D - i$), així com les corresponents dues versions amb la variable d'ingressos de la EPF ($I - c$, $I - i$). Els resultats de les estimacions de les escales d'equivalència per a les quatre versions

esmentades i per als 6 tipus de llars, juntament amb les escales d'equivalència OCDE, OCDE(m) i A-Q, es presenten a la Taula 2.8 per als tres territoris considerats.

Taula 2.8: Escales d'equivalència per a diferents models (Espanya)

ESPANYA							
Llar	D - i	D - c	I - i	I - c	OCDE	OCDE(m)	A-Q
1 a.	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2 a.	1,51	1,44	2,00	1,72	1,70	1,50	1,40
3 a.	2,15	1,83	3,73	2,71			
4 a.	2,72	2,30	4,18	3,02			
2 a. i 1 n.	1,66	1,62	3,21	2,84	2,20	1,80	1,70
2 a. i 2 n.	2,55	2,25	3,73	3,14	2,70	2,10	2,00
CATALUNYA							
Llar	D - i	D - c	I - i	I - c	OCDE	OCDE(m)	A-Q
1 a.	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2 a.	2,00	1,49	1,67	1,29	1,70	1,50	1,40
3 a.	3,73	1,58	2,27	1,43			
4 a.	4,18	2,02	2,47	1,75			
2 a. i 1 n.	3,21	1,33	2,17	1,47	2,20	1,80	1,70
2 a. i 2 n.	3,73	1,74	2,24	1,79	2,70	2,10	2,00
BARCELONA							
Llar	D - i	D - c	I - i	I - c	OCDE	OCDE(m)	A-Q
1 a.	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2 a.	1,57	1,34	1,81	1,86	1,70	1,50	1,40
3 a.	2,32	1,76	2,14	2,00			
4 a.	1,97	1,71	2,09	2,49			
2 a. i 1 n.	2,05	1,72	1,51	1,67	2,20	1,80	1,70
2 a. i 2 n.	2,38	2,20	2,12	2,22	2,70	2,10	2,00

Tal i com apuntàvem anteriorment, els problemes d'identificació a l'hora d'estimar les escales fa que els valors obtinguts siguin molt sensibles a l'especificació utilitzada i també al territori de referència. En aquest sentit, la diferent grandària de les mostres per a Espanya, Catalunya i Barcelona, fa que la precisió (i la conseqüent menor sensibilitat) dels resultats per a Espanya sigui molt més gran, malgrat que els resultats per al municipi de Barcelona semblen més consistents, en quant al seu realisme, que els obtinguts per a Catalunya.

Pel que fa referència a les escales d'equivalència estimades per a Espanya, les obtingudes a partir de la despesa total semblen molt més realistes que les obtingudes a partir dels ingressos, probablement com a conseqüència de l'error de mesura d'aquesta darrera variable, que té una incidència prou important en la consistència de les estimacions, com s'ha destacat anteriorment. En aquest sentit, les escales d'equivalència estimades amb la mostra de despeses positives (D – c) són molt similars a les escales A–Q i a les de la OCDE modificades, sent aparentment una millor aproximació en conjunt que la obtinguda amb el model amb tota la mostra (D – i), on probablement la diferència entre les escales d'equivalència de parelles amb un i dos nens (és a dir, el que representa el segon nen) és excessiva (0,89). De fet, inclús en el cas del model amb la mostra positiva les aportacions del primer i segon nen no són del tot consistents amb el que seria d'esperar.

Els resultats estan també en sintonia amb els obtinguts per Garvey, Murphy i Osikoya (2011) per a Irlanda. En aquest estudi es calculen les escales d'equivalència a partir de l'estimació d'equacions d'Engel amb una especificació tipus Working-Leser, en un cas per a la despesa en aliments i en un altre cas afegint també les despeses d'habitatge i d'articles de vestir. En el primer cas, prenent com a referència una llar amb un adult, les escales d'equivalència són 1,37 per a llars amb dos adults, 1,81 per a llars amb dos adults i 1 nen, i 2,38 per a llars amb dos adults i dos nens. Si ampliem el concepte de despesa més enllà de la despesa en aliments, aquestes escales serien respectivament 1,35; 1,66; i 2,05, inferiors a les anteriors com a conseqüència de la major incidència dels menors en les despeses en alimentació. Com es pot comprovar aquests resultats estan en consonància amb els obtinguts en aquesta secció. Aquestes escales d'equivalència són més altes que les obtingudes per Percival i Harding (2005) per a Austràlia, on s'utilitza una definició despesa que amplia la segona utilitzada a Irlanda afegint algunes despeses de comunicació, transport i productes per a la higiene personal.

D'altra banda, aquests dos estudis per a Irlanda i Austràlia analitzen com les escales d'equivalència canvien en funció del nivell d'ingressos. En el cas d'Irlanda, quan es comparen les escales d'equivalència entre el primer quartil i el tercer quartil la reducció per a les diferents composicions oscil·la entre un 10% i un 15%. En el cas

d'Austràlia aquestes diferències són entre 10% i el 20% entre els grups que es defineixen com d'ingressos baixos i ingressos alts²⁹.

Finalment, com s'ha comentat anteriorment, les estimacions per a Catalunya són les menys realistes amb canvis substancials segons quina sigui la mostra considerada o l'aproximació a la renda utilitzada. En canvi per a Barcelona els resultats dels models amb la despesa total (amb tota la mostra o amb la submostra d'observacions positives) semblen tenir un realisme similar al de les estimacions obtingues per al cas d'Espanya, presentant certes similituds amb les escales d'equivalència de la OCDE modificades i les del mètode de l'arrel quadrada.

²⁹ Estudis anteriors, també per a Austràlia, com el de Valenzuela (1999) no apreciaven diferències significatives entre les escales d'equivalència per a diferents nivells d'ingressos.

6. Conclusions

En aquest capítol hem abordat l'anàlisi de com la despesa de les llars en els diferents tipus de béns depèn dels ingressos que tenen, amb l'objectiu inicial de poder identificar quina és la tipologia dels diferents grups de béns en termes de la seva elasticitat renda. És a dir, quina consideració tenen, bé com a béns inferiors (elasticitat renda negativa) o bé com a béns normals (positiva), distingint en aquest últim cas entre béns de primera necessitat (elasticitat entre 0 i 1) o béns de luxe (elasticitat superior a 1).

L'estudi s'ha realitzat fent ús de les dades individuals de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* per als anys 2013, 2014 i 2015 i s'ha procedit a estimar les corresponents corbes d'Engel per a cadascun dels 12 grups de béns corresponents al primer nivell de desagregació COICOP/HBS. El tractament economètric ha tingut en compte varies de les formes funcionals que s'han fet servir a la literatura per a aquest tipus de funcions de demanda, i s'han tingut en compte les implicacions sobre els mètodes d'estimació a utilitzar del fet que la variable depenent, sigui la despesa o la proporció de la despesa, pren un valor zero per a una part significativa de les observacions de la mostra. L'especificació de referència per als resultats empírics és un model en dues parts que permet que els ingressos, en aquest cas aproximats mitjançant la despesa total, afectin tant a la decisió de consumir o no com a la despesa de manera no restringida. Els resultats no varien qualitativament, i molt poc quantitativament, quan s'utilitza una forma funcional més flexible tipus Box-Cox.

A nivell qualitatiu els resultats presenten una robustesa substancial sigui quina sigui l'especificació economètrica utilitzada i l'àmbit territorial que s'analitza (Espanya, Catalunya i el municipi de Barcelona). S'identifiquen tres grups de béns que poden catalogar-se com de primera necessitat ("Aliments i begudes no alcohòliques", "Habitatge, aigua, gas, electricitat i altres combustibles" i "Comunicacions"), dos per als quals els resultats no són totalment coincidents entre els tres àmbits territorials analitzats ("Begudes alcohòliques, tabac i narcòtics" i "Altres béns i serveis"), mentre que els set grups de béns restants clarament poden ser catalogats com de luxe, és a

dir, increments en la renda tenen un efecte més que proporcional en la despesa realitzada per a aquests béns.

Aquesta anàlisi s'ha completat de manera més detallada flexibilitzant l'estimació d'aquestes elasticitats per tipologia de llars (nombre d'adults i nombre de nens), i segons el nivell d'ingressos (a través de considerar diferents tipus de llars segons el quantil d'ingressos en el que es troben). Pel que fa referència a la comparativa entre els diferents tipus de llars, els resultats no difereixen substancialment, amb petites variacions dels obtinguts per al total de la mostra. En canvi, quan permetem que les elasticitats renda variïn segons el nivell d'ingressos, si bé la qualificació dels grups de béns bàsicament segueix sent la mateixa per a tots els nivells, en aquest cas s'observen patrons fonamentalment decreixents amb la renda en els valors de les elasticitats. En aquest sentit, és particularment destacable el cas del grup "Aliments i begudes no alcohòliques" on l'elasticitat renda es divideix per tres quan es passa de nivell d'ingressos baixos a nivells alts. Un altra cas a destacar és el del grup "Ensenyament" on s'estimen elasticitats renda força elevades (per sobre de 2) per a les rendes intermèdies i substancialment menors en els extrems de la distribució de la renda. En general, les elasticitats per als nivells alts de renda són més baixes i els béns catalogables com de luxe ho són amb menys intensitat.

Així mateix, s'ha analitzat l'efecte de la despesa total sobre la despesa dels diferents tipus de béns al llarg de la distribució d'aquesta última, no únicament en termes de l'efecte sobre el valor esperat, tal i com es fa mitjançant l'aproximació habitual mínim quadràtica o de màxima versemblança. S'han fet regressions quantíliques per als diferents quartils i els decils extrems de la distribució per el model *log-log* per simplificar l'estimació. Els resultats no difereixen substancialment dels obtinguts en termes del valor esperat. És a dir, no s'aprecien canvis significatius en les elasticitats al llarg de la distribució de la despesa de cada grup de béns, corroborant l'adequació de les anàlisis anteriors.

Finalment, s'ha fet una primera aproximació a l'estimació d'escalas d'equivalència per a diferents tipologies de llars. L'anàlisi pressuposa que les escalas d'equivalència no canvien segons els ingressos de les llars, per tal de poder comparar inicialment els

resultats amb les escales d'equivalència de la OCDE i Eurostat, que són a les que habitualment es fa referència, malgrat que l'evidència per a d'altres països detecta diferències significatives encara que no molt importants quantitativament. Els resultats obtinguts són força comparables amb les escales habituals i les que específicament s'han estimat per a països concrets, com és el cas d'Irlanda o Austràlia per exemple, amb un major detall que aquestes en funció de la tipologia de llars considerada. En qualsevol cas són escales d'equivalència que difereixen substancialment de les que correspondrien a l'anàlisi per càpita (increment unitari a l'escala per a cada membre addicional), o el basat en la despesa total (increment zero per a cada nou membre en relació al grup de referència, 1 adult).

Annex

Taula 2.A1: Estimacions dels models en dues parts (M2P) per als grups de béns

Decisió de consumir						
	1	2	3	4	5	6
Despesa total (log)		0,390	0,740		0,657	0,650
Nivell educatiu						
<i>Secundària (1er c.)</i>		0,076	0,028		-0,110	-0,168
<i>Secundària (2on c.)</i>		0,048	0,076		-0,128	-0,169
<i>Superior</i>		-0,087	0,095		-0,178	-0,164
No. de membres						
2		0,302	0,067		0,182	0,140
3		0,441	0,348		0,322	0,185
4		0,445	0,473		0,340	0,157
≥ 5		0,477	0,535		0,451	0,174
Constant		-3,603	-6,566		-4,651	-5,749
Despesa						
	1	2	3	4	5	6
Despesa total (log)	0,578	0,580	1,129	0,363	1,268	1,054
Nivell educatiu						
<i>Secundària (1er c.)</i>	-0,129	0,166	0,086	0,024	-0,230	-0,144
<i>Secundària (2on c.)</i>	-0,248	0,107	0,140	0,050	-0,300	-0,197
<i>Superior</i>	-0,322	-0,105	0,185	0,142	-0,165	-0,224
No. de membres						
2	0,330	0,049	-0,328	0,005	-0,128	-0,250
3	0,395	0,200	-0,272	-0,088	-0,268	-0,504
4	0,465	0,131	-0,187	-0,116	-0,336	-0,564
≥ 5	0,515	0,153	-0,241	-0,143	-0,351	-0,694
Constant	2,367	-0,130	-4,293	5,429	-5,837	-3,758

Taula 2.A1: Estimacions dels models en dues parts (M2P) per als grups de béns (cont.)

Decisió de consumir						
	7	8	9	10	11	12
Despesa total (log)	0,819	0,781	0,891	0,388	0,946	
Nivell educatiu						
<i>Secundària (1er c.)</i>	0,351	0,136	0,176	0,103	0,230	
<i>Secundària (2on c.)</i>	0,530	0,275	0,427	0,318	0,451	
<i>Superior</i>	0,663	0,374	0,509	0,492	0,572	
No. de membres						
2	0,466	0,045	0,090	0,168	0,114	
3	0,803	-0,002	0,240	0,864	0,316	
4	0,869	-0,123	0,338	1,227	0,378	
>=5	0,852	-0,464	0,277	1,246	0,246	
Constant	-7,520	-5,813	-7,860	-5,039	-8,520	
Despesa						
	7	8	9	10	11	12
Despesa total (log)	1,484	0,450	1,199	1,402	1,316	0,890
Nivell educatiu						
<i>Secundària (1er c.)</i>	0,137	0,199	0,174	1,173	0,201	-0,014
<i>Secundària (2on c.)</i>	0,126	0,296	0,294	1,782	0,304	-0,012
<i>Superior</i>	0,069	0,309	0,402	2,344	0,374	0,067
No. de membres						
2	-0,091	0,100	-0,082	-1,156	-0,145	0,103
3	0,135	0,253	-0,113	-0,230	-0,072	0,126
4	0,144	0,293	-0,034	0,217	-0,043	0,089
>=5	0,150	0,238	-0,167	-0,134	-0,149	0,007
Constant	-7,508	1,726	-5,214	-10,705	-5,920	-1,551

CAPÍTOL 3

**Les paritats de poder adquisitiu per a les comunitats
autònomes i el municipi de Barcelona**

1. Introducció

El concepte de la Paritat de Poder Adquisitiu (PPA) està lligat, en la història del pensament econòmic, a la teoria del valor de la moneda i el tipus de canvi. La idea bàsica és que el valor de cada moneda en relació amb una altra es determina per la relació entre el poder adquisitiu de cada una d'elles. És a dir, si amb una unitat monetària A podem comprar un producte i per comprar aquest mateix producte cal emprar dues unitats monetàries B, aleshores el tipus de canvi d'equilibri entre la moneda A i la B és de $1 A = 2 B$.

En general, l'esquema de funcionament és la "lleï del preu únic", és a dir, el preu d'un bé comercialitzable és el mateix en qualsevol economia i, per tant, les diferències de preu monetari han de quedar compensades pel tipus de canvi. Aquesta relació és generalitzable a un conjunt de m béns i, si les ponderacions de cada economia són iguals, novament el tipus de canvi d'equilibri és la PPA.

La doctrina de la PPA afirma que el tipus de canvi d'equilibri entre dues monedes està explicat directament pel nivell de preus dels països de cada moneda, i ha existit un ampli debat sobre el realisme d'aquesta hipòtesi i sobre el conjunt de raons per les quals, en la pràctica, la relació entre el nivell de preus de les economies i els tipus de canvi no han de ser equivalents. En el món de l'estadística oficial aquest debat teòric no ha importat tant, com sí ho ha fet la constatació existent en els manuals de Comptes Nacionals i Regionals que la comparativa de les macromagnituds de les economies no s'ha de fer amb els tipus de canvi, que pot ser fluctuant amb la conjuntura per raons fins i tot alienes a l'economia real dels països, sinó amb les PPAs.

Per fer una comparativa espacial correcta de les magnituds dels comptes econòmics cal aplicar les PPAs, és a dir, l'índex del nivell de preus de cada economia. En concret, el vigent Reglament 549/2013 de Comptabilitat Nacional i Regional de la Unió Europea (UE) emfatitza aquest ús en el punt 10.48, quan estableix que els tipus de canvi no són factors de conversió pertinents, i en el punt 10.49, quan fa referència a que per fer comparacions entre diferents territoris de preus i volums cal aplicar les PPAs.

Les PPAs poden ser emprades a l'anàlisi econòmica per a diferents objectius, destacant els següents:

- Comparació del nivell de producció o de benestar d'una economia en termes de PIB per càpita.
- Anàlisi del cost de la vida en una economia.
- Anàlisi de la convergència econòmica dels territoris en volum o en preus.
- Anàlisi de la pobresa present en una economia tenint en compte el cost de la vida.
- Aplicació correcta de criteris de polítiques econòmiques (per exemple, de cohesió).
- Anàlisi de l'impacte real de les polítiques de cohesió sobre les economies.

Aquestes utilitzacions són d'aplicació tant si es fa referència a economies dels estats, a economies regionals o, en general, a economies de qualsevol espai geogràfic.

La rellevància de les PPAs ha portat al desenvolupament del Programa de Comparació Internacional, en el marc del qual la Divisió Estadística de Nacions Unides, la OCDE i l'Eurostat han fet importants esforços per tenir disponibles PPAs per a la major part dels països de l'economia mundial (en l'actualitat uns 200 països).

En l'estadística de les PPAs s'ha constatat el lideratge d'Eurostat però, en canvi, es detecta una important carència: la falta de PPAs regionals. En efecte, encara que a nivell global en el Programa de Comparació Internacional han existit propostes per fer PPAs regionals, per exemple, a Biggeri et al. (2010), no hi ha dubte que aquesta limitació és significativa en el marc de la UE. En primer lloc, perquè al preàmbul del Reglament de la UE 1445/2007 sobre les PPAs es recomana als països que s'elaborin aquestes estadístiques. En segon lloc, perquè tal com indica el propi Reglament 1445/2007 i ha estat recollit per diferents autors, per exemple, Cadil i Mazouch (2011), aquesta falta d'informació és especialment preocupant en un context com l'europeu, on es fa una important política de cohesió regional que pot ser esbiaixada per falta d'informació.

Malgrat la falta d'informació sistemàtica de PPAs regionals a l'estadística oficial europea, sí que existeixen alguns precedents elaborats total o parcialment per les oficines estadístiques o per universitats o centres d'estudis. En el cas d'Espanya es pot fer referència a les estadístiques elaborades al llarg del temps per *Fundación de las Cajas de Ahorro* (FUNCAS) (per a totes les comunitats autònomes) i per *Idescat* per a Catalunya, en tots dos casos fent ús d'un procés d'actualització de les PPAs a partir dels IPC relatius, tal i com es recomana des de diferents instàncies en cas de manca d'informació de base.

L'objectiu d'aquest informe és elaborar una nova proposta de PPAs, enteses com a PPAs del consum individual de les llars, per a les comunitats autònomes d'Espanya per al període 2013 a 2015, a partir de la consideració de dos mètodes indirectes d'estimació, proposats per Costa, García, López i Raymond (2015). El primer contempla l'estimació de les PPAs per comunitats autònomes utilitzant un model estimat amb dades de països de la OCDE sobre la relació entre les PPAs i el PIB per càpita. El segon mètode es proposa identificar i ajustar les PPAs a partir de l'estimació d'una equació de la despesa total de les famílies usant dades individuals (de les llars) de la *Encuesta de Presupuestos Familiares*. Finalment, es proposa una estimació de síntesi de les PPAs a partir de la combinació (ponderació) dels resultats dels dos mètodes anteriors. D'altra banda, amb les mateixes metodologies es procedeix a fer una estimació de les PPAs del municipi de Barcelona i de la resta de Catalunya.

Aquest capítol de l'informe s'estructura de la següent manera. La segona secció fa una referència dels antecedents del càlcul de les PPAs a nivell europeu i, en particular, al càlcul de les PPAs regionals. La tercera secció aporta estimacions de les PPAs per a les comunitats autònomes espanyoles i per al municipi de Barcelona en base a un mètode que estableix una relació entre el nivell de preus d'un territori i el seu PIB per càpita. A l'igual que en la secció anterior, la quarta presenta estimacions de les PPAs, però en base a un model de despesa total de les llars en funció dels seus ingressos i controlant per factors associats a característiques de la llar. El capítol conclou amb un resum de les principals conclusions.

2. Antecedents europeus del càlcul de les paritats de poder adquisitiu a nivell regional

Malgrat que des de 1970 va existir comparativa de PPA entre membres de la UE, no va ser fins 1975 que aquesta va ser portada a terme per Eurostat, implicant els 9 països que en aquell moment eren estats membres. Posteriorment, aquests treballs van ser emmarcats com un dels programes de regionalització del Programa de Comparació Europeu, iniciat al 1979. Aquests treballs van tenir la cobertura a partir de 1990 d'un acord formal entre Eurostat i la OCDE sota l'etiqueta de Programa PPA d'Eurostat-OCDE.

Fins al 1990 Eurostat va fer la comparació de PPAs cada cinc anys: 1980, 1985 i 1990. Al llarg d'aquells anys es van incloure també membres que podien ser candidats, com Espanya, Portugal o Grècia i, posteriorment, altres com Israel, Suïssa i Àustria. A partir de 1990 Eurostat va començar a fer comparatives de PPAs anuals. Al mateix temps, la contínua ampliació de la UE va portar també a un augment sostingut dels països a comparar mitjançant les PPAs, de forma que a partir de 2005 la base de comparació feta per Eurostat va arribar a 37 països: els 27 membres de la Unió, tres països candidats, tres estats membres de l'*European Free Trade Association* (EFTA) i quatre repúbliques balcàniques. Addicionalment, també recull les PPAs d'Estats Units i Japó.³⁰

Quant als agregats territorials, Eurostat difon les PPAs per al conjunt de la Unió (15, 25, 27 i 28 països) i la zona de l'euro (11, 12, 13, 15, 16, 17 i 18 països), i les sèries comencen l'any 1995. Per a cadascun dels territoris calcula diversos indicadors: les PPAs pròpiament, els índexs de nivells de preus, la despesa nominal i real i els índexs de volum de despesa real per càpita. Quant al nombre d'agregats, en presenta una seixantena. El més ampli correspon a les PPAs dels béns i serveis inclosos en el PIB; la resta són agregats intermedis (consum individual, final i per tipus de béns).

Les fites més importants des d'un punt de vista metodològic i institucional del Programa Eurostat-OCDE han estat dues. En primer lloc, l'adopció per part del

³⁰ La relació de països és: Bèlgica, Bulgària, República Txeca, Dinamarca, Alemanya, Estònia, Irlanda, Grècia, Espanya, França, Croàcia, Itàlia, Xipre, Letònia, Lituània, Luxemburg, Hongria, Malta, Holanda, Àustria, Polònia, Portugal, Romania, Eslovènia, Eslovàquia, Finlàndia, Suècia, Regne Unit, Islàndia, Noruega, Suïssa, Montenegro, Macedònia, Sèrbia, Turquia, Albània, Bòsnia i Hercegovina, Estats Units i Japó.

Parlament i del Consell de la UE del Reglament 1445/2007 establint les obligacions dels estats membres respecte a resultats i processos per al càlcul i difusió de les PPA's i, en segon lloc, la publicació d'un manual metodològic el 2006, que en l'actualitat ja té una edició revisada de 2012.

El Reglament 1445/2007 del Parlament i el Consell Europeu d'onze de desembre de 2007 té un preàmbul, una part articulada amb 15 articles i dos annexos. El preàmbul d'aquest Reglament fixa en els seus primers dos punts la necessitat de tenir dades de PPA per poder comparar el PIB en volum entre els estats membres, eliminant la diferència de preus entre els mateixos, i també que el marc metodològic correspon a la comptabilitat nacional i regional.

Cal apuntar que aquesta referència al Sistema de Comptes s'ha d'adreçar en l'actualitat al Reglament 549/2013, que és el vigent en aquests moments. De totes formes, la referència en els dos casos és equivalent i es limita a dir que per comparar en volum el PIB per països s'han de fer servir les PPA's seguint la metodologia recollida en el Reglament 1445/2007 i en el Manual PPA Eurostat-OCDE. El preàmbul d'aquest reglament també fa referència a la importància de disposar de les PPA's regionals, i indica que els Fons Estructurals s'aplicaran a partir de les dades de PIB en termes de PPA.

En el context dels països europeus, la metodologia bàsica de càlcul de les PPA's estatals està descrita al document *Eurostat-OECD Methodological Manual on Purchasing Power Parities*, disponible en la pàgina d'Eurostat³¹. El manual, elaborat per un equip de treball d'Eurostat en col·laboració amb un altre de la OCDE, s'organitza en una presentació preliminar, tretze capítols, vuit annexos i un glossari final.

Eurostat i la OCDE calculen les PPA's agregant tres nivells distints: productes elementals (o béns individuals), grups de productes (mitjanes dels anteriors) i, finalment, uns determinats nivells d'agregació en els quals s'utilitza la despesa en els diferents grups

³¹ El mes de maig de 2014 la darrera edició del *Manual* corresponia a l'any 2012, que va substituir la de 2005. És consultable a:

http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/purchasing_power_parities/introduction

de productes com a coeficients de ponderació. Tot aquest procediment s'insereix en el denominat mètode EKS (Eltető-Köves-Szulc).

En termes generals, el procediment de càlcul de les PPAs consta de dues grans etapes. En la primera es calculen les PPAs per a 206 conjunts de productes elementals, dels quals 143 corresponen a consum individual. Per fer-ho cal executar els sis passos següents:

- a) Calcular les PPAs de cada país considerat, usant com a base tots i cadascun dels països. Això dóna tants vectors distints de PPAs com països hi ha en l'univers. La matriu de PPA resultat es denomina de Laspeyres perquè usa només els productes representatius del país base.
- b) Repetir l'operació anterior, però usant com a productes representatius només els del país *partner*. El resultat és una segona matriu de PPA, denominada de Paasche.
- c) Calcular la mitjana geomètrica de les dues matrius anteriors (PPA del tipus Fisher).
- d) Si han quedat cel·les buides en la matriu Fisher, es completen utilitzant les PPAs indirectes de Fisher calculades a través d'un tercer país.
- e) Obtenir unes PPAs transitives entre qualsevol parella de països, agafant tots els índexs de Fisher possibles entre aquests dos països, tant el directe com tots els altres indirectes que apareixen usant cadascun dels altres països com a pont (com a base). Dit de forma senzilla: per a cada país cal obtenir la mitjana geomètrica dels Fisher possibles (un per base). Aquest és el punt crucial del mètode EKS.
- f) En la matriu anterior, cada columna expressa les PPAs en termes d'un país base distint. Són PPAs transitives, però en tenim diverses (una per base) i, naturalment, voldríem obtenir un únic conjunt de PPAs que tingui el conjunt de països com a base, no un país aïllat o un altre. Aconseguir aquesta agrupació es diu *estandarditzar* la matriu EKS de PPA. Per estandarditzar només cal dividir cada PPA per la mitjana geomètrica de PPAs de la columna a què pertany.

El resultat final és un únic vector de PPAs estandarditzades, és a dir, un vector final de PPAs a la manera EKS de l'epígraf bàsic (*basic heading*) constituït pels productes bàsics.

En l'etapa segona, i un cop tenim tots els diversos nivells bàsics calculats, cal consolidar-los en diversos agregats d'interès. En síntesi, això es fa seguint els mateixos passos de l'etapa 1, però ara cada *basic heading* fa el paper que en la fase 1 feien els productes elementals. L'altra gran diferència és que en l'etapa 2 les matrius de Laspeyres, Paasche i Fisher incorporen com a pesos les despeses en consum de cadascun dels *basic headings* en cada país. Naturalment, es pot obtenir directament les PPAs agregades o es poden obtenir diversos subagregats intermedis.

Un experiment elemental de rèplica de la metodologia EKS mostra que si es tenen les PPAs de l'any t i les de l'any $t+1$, és perfectament possible (i aritmèticament exacte) calcular les PPAs de l'any $t+1$ usant només les taxes d'inflació de cada producte elemental i país i afegint la PPA diferencial així obtinguda a la PPA de l'any t . És a dir, donada una PPA de sortida i la inflació dels productes elementals en cada país es poden obtenir les PPAs d'arribada. Aquest petit experiment mostra de forma clara el vincle que hi ha entre PPA i inflació.

Ara bé, ¿vol dir això que hi ha una relació directa i inevitable entre les PPAs i la inflació mesurada per l'IPC? No del tot, perquè en la pràctica els IPC de cada país no estan constituïts exactament pels mateixos productes elementals que es consideren a les PPAs, ni tots ells tenen la consideració de productes representatius. La decisió sobre quins productes són representatius en un país i no en un altre és crítica als efectes de càlcul de les PPAs.

D'altra banda, a la vista tant de la importància de les polítiques de desenvolupament regional a la UE com del contingut del preàmbul del Reglament 1445/2007, podria pensar-se que es pot trobar un nombre significatiu de treballs relacionats amb el nivell de preus regionals. Tanmateix no és així, tot i que n'hi ha alguns. En particular, s'han pogut seleccionar tres treballs fets a tres països de la UE amb un territori extens i una estructura territorial político-administrativa relativament descentralitzada. Ens referim al Regne Unit, a Itàlia i a Alemanya.

La *Office for National Statistics* (ONS) del Regne Unit presenta l'aproximació probablement més oficial de les que considerem com a precedents europeus. La ONS considera els resultats com un subproducte dels *Spatial Adjusted Factors* (SAF) que preveuen el Manual Eurostat-OCDE i el Reglament 1445/2007 per generar preus del conjunt de l'estat a partir d'una recollida anual de preus només de la capital.

Per tal de calcular els SAF, l'Eurostat finança l'ONS per fer una recollida de preus complementària. Un subproducte d'aquest treball fet per l'ONS per a Eurostat és el Índex de Nivell de Preus al Consum Regionals Relatius (RRCPL, *Relative Regional Consumer Price Levels*). Aquest subproducte es fa per a Londres, Anglaterra (exclòs Londres), Gales, Escòcia i Irlanda del Nord amb una desagregació de 10 ítems de la COICOP/HBS (*Classification of Individual Consumption by Purpose/Household Budget Surveys*), i de forma agregada a només un índex únic per a 12 territoris del Regne Unit.

L'ONS ha produït dades al 2005 i al 2011. Està previst que al 2017, amb referència 2016, torni a produir informació del RRCPL com a resultat de l'operació requerida per actualitzar els SAF de les PPA's. L'ONS destaca que no es poden comparar els resultats temporals, ja que les cistelles de cada any no són homogènies en el temps, just el cas contrari a l'IPC.

D'altra banda, en el treball corresponent a Itàlia, elaborat per Istat, Unioncamere i Istituto G. Tagliacarne (2009), es presenten els preus relatius per al 2009 per a vint ciutats italianes, la major part capitals regionals. Els resultats estan desagregats per a vuit apartats de despesa de la classificació COICOP/HBS. El *Istat* va difondre resultats anteriorment, per a 2006, però en aquell cas només va considerar l'alimentació, el vestit i calçat, i els mobles i altres articles per a la llar.

Les fonts d'informació són diverses, com en el cas anterior, i la més important és novament l'IPC. Aproximadament el 60% dels productes de la cistella, majoritàriament d'alimentació, tenen uns preus que provenen d'aquesta font. Un 25% dels preus venen d'enquestes específiques per a les quals s'ha comptat amb la col·laboració de les oficines municipals d'estadística de les capitals regionals o de províncies autònomes. En aquest cas es tracta de productes de l'àmbit de vestit i calçat i de articles per a la llar. Segons els autors del treball, aproximadament el 8% dels productes de la cistella

tenen preus únics en tot el país, la resta dels preus provenen de l'enquesta de consum familiar del *Istat*.

Per la seva part, el document de referència dels preus dels estats alemanys és diferent dels dos anteriors, ja que es tracta d'un treball de caràcter més acadèmic. Té com a objectiu principal fer una anàlisi de convergència regional tenint en compte els diferents preus de cada territori. El treball de Ross (2006) comença constatant que hi ha molt poca informació de preus regionals, mentre que hi ha indicis clars que existeixen diferències importants de preus entre diferents punts del territori d'un mateix país. En la seva recerca utilitza preus per a 50 ciutats d'Alemanya que van recollir en col·laboració la *Federal Statistical Office* i les oficines estadístiques dels estats per a 1993.

Malgrat els exemples comentats, la necessitat de disposar de PPAs regionals és evident. Cadil i Mazouch (2011) destaquen aquesta necessitat si es vol aplicar de forma apropiada una política regional. Les PPAs que actualment s'utilitzen no recullen la variabilitat regional de preus, ja que fan referència a un país concret, cosa que genera limitacions i imperfeccions en el disseny de la política regional.

Del que s'ha dit fins aquí queda clar que hi ha disponible amb tota normalitat una estimació regular i anual de PPA referida al conjunt de l'Estat, que permet comparar per a cada any el nivell de preus d'Espanya amb relació amb el nivell de preus d'altres països de la UE i de la OCDE. Un assumpte distint és la disponibilitat de PPAs a nivell regional, és a dir, la determinació del nivell de preus relatius de cada comunitat autònoma espanyola respecte a un nivell convencional de preus (per exemple, la mitjana de l'estat, o qualsevol altre). Aquest indicador no està disponible en l'estadística oficial d'Eurostat, i tampoc el publica el *Instituto Nacional de Estadística* (INE). De fet, només existeix una font que hagi difós regularment aquesta informació: la *Fundación de Cajas de Ahorro* (FUNCAS), malgrat que en els darrers anys FUNCAS ha deixat de fer-ho.

A Espanya, la primera referència coneguda d'unes PPAs regionals es troba en un article de José Ramón Lorente publicat a la revista *Síntesis Mensual de Indicadores Económicos* el mes de setembre de 1992. En la pàgina 19 presenta un quadre que

mostra els nivells de preus per comunitats autònomes l'any 1989, amb referència Madrid=100. El quadre A8 de l'annex de l'article de Lorente mostra aquesta informació dinamitzada per als anys 1988 a 1991, en funció dels IPC de les diferents comunitats autònomes³².

Segons explica l'autor, les PPAs de cada comunitat autònoma no constitueixen el seu objecte de treball; Lorente es preocupa per la dispersió regional dels salaris. Ara bé, posa de manifest que: "Para valorar la incidencia de la dispersión geográfica de los salarios en el bienestar relativo de los asalariados de las diferentes CC.AA., es necesario conocer los distintos niveles de precios existentes en las mismas. Afortunadamente, la *Encuesta Regional de Precios* (ERP) realizada en el último trimestre de 1989, en virtud de un contrato suscrito entre la Comunidad Europea y el Instituto Nacional de Estadística, permite una aproximación razonable a la carestía diferencial de las distintas regiones españolas" (p. 18).

En realitat, doncs, les dades de l'article corresponen a cadascuna de les ciutats estudiades, no al conjunt de la comunitat autònoma a la qual pertany la ciutat.

A partir d'aquest material, Julio Alcaide Inchausti va publicar el mes d'abril de 2002 un article a *Crónica Virtual de Economía-Cuenta y Razón*³³ on posava de manifest que una de les limitacions de l'estadística oficial espanyola és el càlcul de preus relatius de consum de les comunitats autònomes i on detalla el procediment seguit per FUNCAS per, a partir del treball de José Ramón Lorente, actualitzar els preus relatius usant l'evolució de l'IPC mitjà de cada comunitat autònoma. La idea subjacent és, naturalment, que si un any concret els preus relatius són uns de determinats, i els articles de l'*Encuesta Regional de Precios* són propers als de la cistella de l'IPC, aleshores l'evolució de l'IPC hauria de replicar raonablement els preus relatius de les següents edicions de l'enquesta que, com se sap, el INE no va difondre mai.

A més de les dades difoses per Alcaide a través de la seva secció de *Crónica Virtual de Economía-Cuenta y Razón*, el número 155 de *Cuadernos de Información Económica*

³² En realitat, les dades corresponen a ciutats de cada comunitat autònoma que són considerades com les seves capitals polítiques.

³³ <http://www.cronicavirtualeconomia.com/historicos/abril02/17abril02/economia/datosemana.asp>

(març/abril de 2000) ja havia publicat una altra sèrie, lleugerament diferent, dins el capítol *El crecimiento económico de las autonomías españolas en 1999*, signat per Julio Alcaide Inchausti i Pablo Alcaide Guindo per als anys 1995-1999. Posteriorment, FUNCAS va anar publicant amb regularitat aquest material a *Cuadernos de Información Económica*. Això va anar així fins al número 220 de gener/febrer de 2011.

A banda d'aquest material, l'Institut d'Estadística de Catalunya (*Idescat*) va calcular i difondre a través de la seva publicació *Evolució de les principals macromagnituds de l'economia catalana*³⁴ un índex regional de preus relatius exclusivament per a Catalunya, no per a cap altra comunitat, expressat en termes Espanya=100. La sèrie té una longitud de deu anys, de 1987 a 1997. El procediment bàsic de càlcul també partia, com en el cas de FUNCAS, de les dades referides a 1989 i publicades per José Ramón Lorente, convenientment dinamitzades amb l'IPC any a any. El propi *Idescat* explicava en un glossari que hi ha al final de la publicació que l'Índex Regional de Preus Relatius “es basa en la informació proporcionada pel INE per mitjà de la *Encuesta Regional de Precios* feta l'any 1989 i integrada en el marc del programa estadístic de l'Oficina d'Estadística de les Comunitats Europees (Eurostat)”.

Com es veu, el procediment d'actualització dels preus relatius es fonamentava en el mateix principi general usat per Lorente i per Alcaide, és a dir, en la idea que si es parteix d'uns determinats preus relatius de consum, l'evolució de l'IPC relatiu permet descriure els canvis en els preus. Durant un temps (fins a l'any 2009 o 2010) l'*Idescat* també va difondre aquestes dades a través de la seva pàgina web. En l'actualitat, però, ja no estan disponibles.

El treball de Costa, García, López i Raymond (2015) suposa l'intent més recent d'estimació d'unes PPAs per a les comunitats autònomes espanyoles. El treball fa ús de tres metodologies alternatives, amb diferents versions per a cadascuna d'elles, prenent com a punt de partida l'actualització de les PPAs d'acord amb l'evolució de l'IPC, tal i com proposava Jose Ramón Lorente i que s'ha utilitzat posteriorment per FUNCAS i *Idescat*. Les altres dues metodologies indirectes d'estimació de les PPAs són les que s'utilitzen en aquest estudi i es detallen en les següents dues seccions. Així

³⁴ Institut d'Estadística de Catalunya (*Idescat*). *Evolució de les principals macromagnituds de l'economia catalana*. Consulteu la taula 1.1 dels números corresponents als anys 1987-92 a 1992-97.

mateix, en el treball esmentat es proposa l'estimació d'unes PPAs de síntesi com a resultat de la combinació ponderada d'ambdues metodologies, proposta que també s'utilitza en aquesta actualització.

3. Estimació macroeconòmica de les PPA's basada en models de PIB

Un fet observat és que els països que tenen un nivell de PIB per càpita més elevat solen tenir nivells de preus també més elevats. Una justificació d'aquesta relació pot provenir de la denominada hipòtesi de Balassa-Samuelson (Balassa, 1964 i Samuelson, 1964). En essència, els països (o els espais geogràfics en general) més rics mostren nivells de productivitat més elevats en la producció de béns comercialitzables. No obstant, els salaris tenen tendència a igualar-se entre els sectors productors de béns comercialitzables i no comercialitzables. Això es tradueix en que els preus dels béns no comercialitzables (els serveis en general) seran més elevats en els països o espais geogràfics rics que en els països o espais geogràfics pobres i, per tant, fa que el nivell general de preus sigui també més elevat en els espais geogràfics rics. Concretament, denominant PIB_{pc}^{PPA} el PIB per càpita en paritats de poder de compra i P el nivell de preus, podem establir una relació en les dos variables del tipus:

$$\ln(P) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(PIB_{pc}^{PPA}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln\left(\frac{PIB_{pc}}{P}\right)$$

que es pot reescriure com

$$\ln(P) = \alpha + \beta \ln(PIB_{pc})$$

on γ_1 es pot recuperar a partir de l'estimació del coeficient β a l'anterior equació, atès que es verifica:

$$\gamma_1 = \frac{\beta}{1 - \beta}$$

El mètode indirecte que proposen Costa, García, López i Raymond (2015) per estimar les paritats de poder adquisitiu de les comunitats autònomes s'estructura en dues fases:

- 1) Estimació de l'equació que defineix la relació entre P i PIB_{pc} amb dades d'un conjunt de països de la OCDE³⁵ per al període 2004-2012, obtenint estimacions de α i β .
- 2) Utilització de les estimacions de α i β per obtenir els índexs P de les PPA's a partir d'una adaptació de l'anterior equació per a les comunitats autònomes.

En la segona fase es parteix de la següent relació a nivell de comunitat autònoma:

$$\ln\left(\frac{P_i}{\bar{P}}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{PIB_{pci}}{\overline{PIB_{pc}}}\right)$$

on P_i i PIB_{pci} representen els preus i el PIB per càpita de la comunitat autònoma i , \bar{P} i $\overline{PIB_{pc}}$ són les mitjanes dels preus i del PIB per càpita de les comunitats autònomes.

Per tant, l'estimació de P_i es pot obtenir a partir de:

$$P_i = \exp\left[\left(\alpha + \ln(\bar{P}) - \beta \ln(\overline{PIB_{pc}})\right) + \beta \ln(PIB_{pci})\right] = \exp\left(\mu + \beta \ln(PIB_{pci})\right)$$

on addicionalment s'ha de verificar que $\bar{P} = \sum_{i=1}^{17} w_i P_i = 1$, on w_i és el pes del PIB de la comunitat autònoma i en el PIB d'Espanya³⁶ i on el valor de μ es troba de forma que verifiqui la identitat comptable de \bar{P} .

Fent ús dels models estimats a Costa, García, López i Raymond (2015) i utilitzant la relació entre P_i i PIB_{pci} ajustada amb dades de les comunitats autònomes espanyoles per al període 2013 a 2015, els índexs de les PPA's per a les mateixes són els que es presenten a la primera i a la segona columnes de la Taula 3.1 per a dues de les estimacions del treball esmentat³⁷: Mínims Quadrats Ordinaris (elasticitat $\hat{\beta} = 0,453$) i model d'efectes fixos de país (elasticitat $\hat{\beta} = 0,536$). Com es pot apreciar els resultats

³⁵ El llistat de països és el següent: Àustria, Bèlgica, Bulgària, República Txeca, Dinamarca, Alemanya, Estònia, Irlanda, Grècia, Espanya, França, Croàcia, Itàlia, Xipre, Letònia, Lituània, Hongria, Malta, Holanda, Polònia, Portugal, Romania, Eslovènia, Eslovàquia, Finlàndia, Suècia, Regne Unit, Islàndia, Noruega, Suïssa, Montenegro, Sèrbia, Turquia, Estats Units i Japó.

³⁶ Els valors de w_i es troben en la Taula 3.A3 de l'Annex.

³⁷ El coeficient estimat, $\hat{\beta}$, (l'elasticitat dels preus de cada país respecte del PIB per càpita) no difereix gaire entre els cinc mètodes d'estimació utilitzats per Costa, García, López i Raymond (2015) i és significativament diferent de 0 i també d'1. L'ajust del model és elevat i l'error estàndard és inferior, gairebé la meitat, per a aquells models que tenen en compte la presència d'efectes individuals de país, aproximadament un 3,5%.

són molts similars en els dos casos, ja que es respecta l'ordenació i la divisió entre comunitats autònomes amb paritats de poder de compra per sobre i per sota de la mitjana espanyola, encara que el rang entre el valor màxim i mínim, com a mesura de dispersió, és més elevat en el cas del segon model, com a conseqüència que l'elasticitat estimada amb efectes fixos és més elevada. Hi ha set comunitats autònomes amb paritats de poder adquisitiu per sobre de la mitjana espanyola, entre elles Catalunya, i la resta per sota. Cal destacar que la ràtio entre la més elevada (Madrid) i la més baixa (Extremadura) és 1,36 o 1,44 segons quina sigui l'elasticitat utilitzada, posant de manifest les substancials diferències entre el que costa comprar la mateixa cistella de la compra en aquestes dues comunitats autònomes. Els resultats obtinguts són molt similars als corresponents a 2012 de l'estudi de Costa, García, López i Raymond (2015).

Taula 3.1: Paritats de poder adquisitiu per a les Comunitats Autònomes (2013-2015) [mètode macroeconòmic]

	CC.AA.		CC.AA. i BCN (PIB)		CC.AA. i BCN (RBDF)	
	$\hat{\beta} = 0,453$	$\hat{\beta} = 0,536$	$\hat{\beta} = 0,453$	$\hat{\beta} = 0,536$	$\hat{\beta} = 0,453$	$\hat{\beta} = 0,536$
Andalusia	85,95	83,51	85,65	83,14	85,81	83,34
Aragó	102,79	103,19	102,43	102,73	102,61	102,98
Astúries	92,97	91,64	92,64	91,23	92,81	91,44
Balears	100,49	100,47	100,14	100,02	100,32	100,26
Canàries	91,70	90,16	91,38	89,75	91,54	89,97
Cantàbria	93,79	92,59	93,46	92,18	93,63	92,40
Castella – La Manxa	95,65	94,77	95,32	94,35	95,49	94,58
Castella - Lleó	88,46	86,40	88,15	86,02	88,31	86,22
Catalunya	106,23	107,30				
<i>Sense Barcelona</i>			99,73	99,54	103,75	104,33
<i>Barcelona</i>			125,45	130,59	114,05	116,70
Com. Valenciana	92,76	91,39	92,43	90,98	92,60	91,20
Extremadura	83,27	80,43	82,97	80,07	83,13	80,26
Galícia	92,81	91,45	92,49	91,04	92,66	91,26
Madrid	113,41	115,92	113,01	115,40	113,21	115,68
Múrcia	89,83	87,98	89,51	87,59	89,68	87,80
Navarra	108,24	109,70	107,86	109,21	108,06	109,47
País Basc	110,99	113,01	110,60	112,50	110,80	112,77
La Rioja	102,32	102,64	101,96	102,18	102,14	102,42

A les següents columnes de la Taula 3.1 es presenten els resultats d'unes anàlisis similars a les anteriors però on es tracta separatament, pel que fa referència a Catalunya, el municipi de Barcelona de la resta de la comunitat, fent ús de les dues estimacions de l'elasticitat considerades anteriorment. En el cas de les columnes tercera i quarta, el PIB de Catalunya s'ha repartit a partir del pes que el municipi de Barcelona té en el PIB de Catalunya, d'acord a les darreres dades d'*Idescat* disponibles per a 2012 (31,05%). Destaca el fet que la paritat de poder adquisitiu de la resta de Catalunya estaria al voltant de la mitjana espanyola, mentre que la del municipi de Barcelona estaria un 25,45% o 30,59% per sobre d'aquesta mitjana segons l'elasticitat considerada, sent substancialment més elevada que la de qualsevol de les altres comunitats autònomes³⁸.

La PPA per al municipi de Barcelona sembla un punt elevada com a conseqüència que, per a àmbits territorials per sota del nivell d'estat, el PIB és una aproximació menys adequada de la renda disponible. En particular, quan més petit és el territori de referència, el municipi en el cas que estem considerant. En aquest sentit, a la cinquena i a la sisena columna es presenten els resultats amb diferenciació entre el municipi de Barcelona i la resta però procedint a distribuir el PIB de Catalunya en base a la renda disponible bruta de les famílies (RDBF) del 2012, la qual cosa fa que Barcelona representi el 25,06% del total de Catalunya. Com es pot comprovar, les estimacions de les PPA's canvien en el sentit esperat: la de Barcelona és menys elevada i més raonable (130,59 i 116,70 segons l'elasticitat considerada), mentre que la de la resta de Catalunya, com era d'esperar, està per sobre de la mitjana espanyola, un 3,75% o un 4,33% segons el cas considerat.

Els anteriors resultats estan fonamentats en un model senzill on l'efecte dels diferents components del PIB sobre la paritat del poder adquisitiu és el mateix. No obstant, si descomponem el PIB en tres elements (agricultura, indústria, incloent construcció, i

³⁸ Les PPA's de la resta de comunitats autònomes canvien lleugerament, però no significativament, en relació a les obtingudes a les dues primeres columnes. La raó d'aquest canvi es deu a que el PIB per càpita del municipi de Barcelona i el de la resta de Catalunya difereixen, la qual cosa fa que, a l'hora de calcular la mitjana ponderada per fixar la base 100 per a la mitjana espanyola, els resultats siguin marginalment diferents com a conseqüència del diferent pes que tenen en termes de PIB el municipi de Barcelona i la resta de Catalunya.

serveis), el PIB dels serveis és el menys comercialitzable, mentre que els béns agrícoles i els industrials es poden equiparar en el seu grau de comercialització.

La idea és que, *ceteris paribus*, quant més elevat sigui el pes dels serveis en el PIB més poden diferir els preus de l'espai econòmic considerat enfront a la resta. Això ens porta a definir un PIB, que tingui en compte el diferents de béns comercialitzables dels seus components, com la suma ponderada de, per una banda, agricultura i indústria, i per altre, serveis. La equació a estimar ve donada per:

$$\ln(P) = \alpha + \beta \ln[w (PIB_{pc}^A + PIB_{pc}^I) + (1 - w)PIB_{pc}^S]$$

on PIB_{pc}^A és la part del PIB per càpita que procedeix de l'agricultura, PIB_{pc}^I és la part del PIB per càpita que procedeix de la indústria, PIB_{pc}^S és la part del PIB per càpita que procedeix dels serveis i w és el factor de ponderació que es pot interpretar com un indicador de no comercialització. A priori cal esperar que w sigui inferior a 0,5, cosa que permet una major diferenciació de preus quant més elevat sigui el pes dels serveis en el PIB total.

A Costa, García, López i Raymond (2015), l'anterior equació s'estima per Mínims Quadrats no Lineals, atès que els paràmetres a estimar no són només α i β , sinó també w . Els paràmetres estimats són: $\beta = 0,461$ i $w = 0,209$. Els resultats ens indiquen que la diferenciació de preus entre espais econòmics pot ser més elevada quan més elevat sigui el pes dels serveis en el PIB total, i menys elevada quant més elevat sigui el pes de la indústria o de la agricultura en el PIB total, a causa del paper derivat de la competència entre els diferents espais econòmics.

A partir d'aquestes estimacions de la relació entre P , PIB_{pc}^A , PIB_{pc}^I i PIB_{pc}^S , les PPA, suposant efectes diferenciats dels components del PIB, són les que es presenten a la Taula 3.2, on igual que el cas anterior s'ha procedit a distribuir el PIB de Catalunya, segons les dades de PIB (segona columna) o les dades de RDBF (tercera columna) disponibles per a 2012.

Com es pot apreciar a la Taula 3.2, s'observen alguns canvis significatius en les paritats de poder adquisitiu d'algunes comunitats autònomes en comparació als resultats de la Taula 3.1. En particular, si considerem la primera columna, Madrid i Balears veuen

augmentar substancialment la seva PPA com a conseqüència del pes del sector serveis en el PIB d'aquestes comunitats. Per contra, s'observa just el contrari per a comunitats autònomes com Aragó, Navarra o La Rioja on el pes del sector serveis és menor. Un fenomen similar al del Madrid i Balears es dona si observem la segona columna per al municipi de Barcelona on el pes del sector serveis és important. Igualment quan el repartiment dels diferents components del PIB es fa en base al pes de la RBDF, llavors la paritat de poder adquisitiu de Barcelona es redueix i la de la resta de Catalunya augmenta, situant-se en valors més raonables per a ambdós casos, 103,39 i 113,84, respectivament.

Taula 3.2: Paritats de poder adquisitiu per a les Comunitats Autònomes (2013-2015) [mètode macroeconòmic]

	CC.AA.	CC.AA. i BCN (PIB)	CC.AA. i BCN (RBDF)
Andalusia	86,24	85,86	86,09
Aragó	98,56	98,13	98,39
Astúries	91,17	90,78	91,02
Balears	105,46	105,00	105,28
Canàries	95,63	95,21	95,46
Cantàbria	92,25	91,85	92,09
Castella – La Manxa	92,62	92,22	92,46
Castella - Lleó	83,98	83,61	83,83
Catalunya	105,90		
<i>Sense Barcelona</i>		96,28	103,39
<i>Barcelona</i>		133,17	113,84
Comunitat Valenciana	92,00	91,60	91,85
Extremadura	82,00	81,64	81,86
Galícia	90,15	89,76	90,00
Madrid	118,28	117,77	118,08
Múrcia	88,18	87,80	88,03
Navarra	101,38	100,94	101,21
País Basc	107,11	106,65	106,93
La Rioja	95,19	94,77	95,02

4. Estimació microeconomètrica de les PPAs basada en un model de despesa total de les llars

L'ús de les comparacions multilaterals de nivells de preus per a un conjunt de regions (països, grups de població) per obtenir les paritats de poder adquisitiu requereix disposar d'informació de preus i quantitats, a nivell de regió, per a un conjunt d'ítems rellevants de qualitat similar. La dificultat d'obtenir aquest tipus de dades de qualitat similar, així com problemes de manca d'informació per a alguns béns, va popularitzar en el seu moment el mètode CPD (*Country Product Dummy*) proposat per Summers (1973), que pot ser interpretat com un model de preus hedònics on la variabilitat en els preus s'explica per diferències en la qualitat dels béns, i per les diferències que poden ser explicades pel component regional, que finalment són les que s'interpreten com a paritats de poder adquisitiu.

En la seva versió més senzilla el mètode consisteix en l'estimació d'un model de regressió lineal on la variable dependent, p_{br} , és el logaritme del preu observat per al producte b en la regió r , i les variables explicatives són dos conjunts de variables fictícies. Un d'aquests conjunts conté les variables corresponents a cadascuna de les R regions (R_1, R_2, \dots, R_R) i l'altre les corresponents a cadascun dels B béns considerats (B_1, B_2, \dots, B_B). En concret, el model a estimar és:

$$p_{br} = \sum_{r=1}^R \beta_r R_r + \sum_{b=1}^B \gamma_b B_b + \varepsilon_{br}$$

on β_r 's i γ_b 's són els paràmetres a estimar i ε_{br} és el terme d'error.

Rao (2005) demostra que els resultats de l'estimació de l'equació anterior per mínims quadrats ponderats ($\hat{\beta}_r, \hat{\gamma}_b$), on les ponderacions (w_{br}) són les proporcions sobre la despesa total de cada regió r de la despesa en el producte b , són equivalents als del sistema de Rao (1972) per a comparacions multilaterals de nivells de preus.

$$PPA_r = \prod_{b=1}^B \left(\frac{p_{br}}{P_b} \right)^{w_{br}} \quad r = 1, \dots, R$$

$$P_b = \prod_{r=1}^R \left(\frac{p_{br}}{PPA_r} \right)^{\frac{w_{br}}{\sum_{r=1}^R w_{br}}} \quad b = 1, \dots, B$$

on PPA_r és la paritat de poder adquisitiu de la regió r i P_b és la mitjana del preu del producte b entre les diferents regions. De fet, demostra que:

$$P_b = \exp(\hat{\gamma}_b)$$

$$PPA_r = \exp(\hat{\beta}_r)$$

Les extensions del model bàsic del mètode CPD proposades entre d'altres per Kokoski, Moulton i Zeischang (1999) i Aten (2005), suposen afegir al model inicial noves variables (Q_k) que permetin ajustar per diferencials de qualitat entre regions:

$$p_{br} = \sum_{r=1}^R \beta_r R_r + \sum_{b=1}^B \gamma_b B_b + \sum_{k=1}^K \theta_k Q_k + \varepsilon_{br}$$

De fet, aquests estudis plantegen l'ús de la informació de base recollida per l'elaboració de l'Índex de Preus al Consum (IPC), és a dir, els preus individuals recollits per als diferents béns. Aquesta informació no està disponible per als usuaris en el cas d'Espanya.

Com a alternativa més fàcil d'implementar a nivell pràctic, Coondoo, Majumder i Ray (2004) proposen una adaptació del model anterior per a les dades individuals que es poden obtenir de les enquestes de despesa de les llars. Aquestes enquestes proporcionen dades de despesa i quantitat per a certes categories de béns, i per tant, dels seus valors unitaris.

Atès que la mostra consisteix en llars que pertanyen a més d'una regió, en l'equació a estimar tant la variable depenent —el valor unitari (preu)— com els ingressos o la despesa total per càpita han d'estar expressats en termes reals per captar adequadament el possible efecte dels diferencials dels preus entre regions. La inclusió d'aquesta darrera variable com a variable explicativa es justifica pel fet que en tractar-se d'un model que pretén controlar per l'efecte de la qualitat, els ingressos per càpita actuen com a aproximació de la qualitat. Per concretar, pensem, tal i com indiquen Coondoo, Majumder i Ray (2004), en un bé com ara l'arròs. Com que d'arròs es troba

una àmplia gamma als mercats, les llars amb uns ingressos més alts preferiran comprar un arròs de qualitat superior i, per tant, estaran disposades a pagar un preu unitari superior. De fet, l'aproximació que proposen es fonamenta en el concepte d'equació de qualitat introduït per Prais i Houthakker (1955), de tal manera que el valor unitari (preu) és una funció creixent del nivell de vida de la llar, el qual s'aproxima no únicament a través dels ingressos reals per càpita sinó també incloent certes variables socio-demogràfiques.

L'especificació que proposen és:

$$p_{brl} - \pi_r = \alpha_b + \sum_{k=1}^K \delta_{bk} X_{krl} + (\mu_b + \varphi_{br})(y_{rl} - \pi_r) + \varepsilon_{brl} \quad b = 1, \dots, B$$

on p_{brl} és el logaritme del valor unitari del bé b pagat per la llar l de la regió r , y_{rl} es el logaritme dels ingressos nominals per càpita de la llar l de la regió r i X_{krl} és el nombre de membres de la llar de la categoria sexe-edat k . D'altra banda, $\mu_b + \varphi_{br}$ és el paràmetre que mesura l'elasticitat-qualitat del bé b per a les llars de la regió r , essent μ_b la part comú i φ_{br} el diferencial regional d'aquesta elasticitat. Els paràmetres π_r són els logaritmes dels índexs de preus de les diferents regions, expressats amb relació a una regió (o mitjana) (π_*) de referència, és a dir, les paritats de poder adquisitiu.

Per tal d'estimar els coeficients π_r es proposa un mètode en dues etapes. En la primera s'estima el següent sistema de B equacions (una per a cada bé), resultat de reescriure el model anterior com:

$$p_{brl} = \alpha_b^* + \sum_{k=1}^K \delta_{bk} X_{krl} + \sum_{r=1}^R \rho_{br} R_r + \mu_b y_{rl} + \sum_{r=1}^R \varphi_{br} y_{rl} R_r + \varepsilon_{brl}$$

Aquest model s'estima amb dades individuals de les llars, no sent necessari disposar d'informació de valors unitaris de tots els béns per a totes les llars. En una segona etapa, a partir dels valors estimats per a ρ_{br} , es poden obtenir estimacions de les

paritats de poder adquisitiu π_r , atesa la sobreidentificació d'aquests coeficients en la primera etapa³⁹.

És important destacar que en el cas particular $\rho_{br} = \rho_b$ (igualtat per a tots els béns), i μ_b i φ_{br} nul·les, el model correspon a una versió del model CPD bàsic.

D'altra banda, cal destacar també que en l'especificació d'aquest model tot l'efecte diferencial regional queda recollit pels coeficients que aproximen la paritat del poder adquisitiu π_r i φ_{br} la part amb variabilitat regional de l'elasticitat renda (qualitat). És a dir, no hi ha un efecte regional propi, ja que no es podrien identificar els coeficients de la paritat del poder adquisitiu.

El mètode proposat per Coondoo, Majumder i Ray (2004) es pot estendre als casos en els quals no es disposa d'informació de valors unitaris (és a dir, només es coneix la despesa però no la quantitat), o quan les unitats de mesura no són homogènies per a tots els béns. Només cal una lleugera adaptació de la manera en què s'obtenen les paritats de poder adquisitiu en la segona etapa⁴⁰.

De fet, aquest mètode no requeriria estimar un sistema complet de B equacions, ja que només amb una d'elles es podrien identificar els coeficients π_r associats a les paritats de poder adquisitiu.

En aquest sentit, el mètode finalment utilitzat a Costa, García, López y Raymond (2015) és una adaptació del mètode de Coondoo, Majumder i Ray (2004) en la mesura en que, a partir de l'estimació d'una equació de despesa total de les llars en termes reals, es pretenen identificar els coeficients associats a les paritats en poder adquisitiu, al mateix temps que es mantenen controls (a) de l'efecte de la qualitat mitjançant la inclusió dels ingressos reals i (b) d'un conjunt ampli de característiques socio-demogràfiques com a variables explicatives.

La menor fiabilitat a nivell de comunitat autònoma de les xifres de despesa a nivell de quatre dígit de la COICOP/HBS (*Classification of Individual Consumption by*

³⁹ Vegeu Coondoo, Majumder i Ray (2004) per als detalls de les relacions dels coeficients de les dues darreres equacions, així com l'equació específica a estimar en aquesta segona etapa.

⁴⁰ Vegeu l'apèndix de Coondoo, Majumder i Ray (2004).

Purpose/Household Budget Surveys), tal i com s'indica en el document metodològic de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* (EPF), INE (2014), així com la menor incidència dels errors de mesura en la variable despesa al treballar amb la despesa total agregada, han fet optar per a aquesta alternativa.

En concret, el model a estimar és:

$$\ln\left(\frac{D_l}{e^{\sum_{r=1}^R \beta_r R_{rl}}}\right) = \alpha + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kl} + \mu \ln\left(\frac{y_l}{e^{\sum_{r=1}^R \beta_r R_{rl}}}\right) + \varepsilon_{rl}$$

el qual un cop reescrit queda com:

$$\ln(D_l) = \alpha + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kl} + \mu \ln(y_l) + \sum_{r=1}^R \tau_r R_{rl} + \varepsilon_{rl}$$

on

$$\tau_r = (1 - \mu)\beta_r$$

És evident que amb l'estimació de μ com a coeficient de $\ln(y_l)$ es pot identificar β_r . Alhora queda clar que si en el model s'haguessin inclòs efectes regionals propis afegint un terme $\sum_{r=1}^R \sigma_r R_{rl}$, llavors

$$\tau_r = (1 - \mu)\beta_r + \sigma_r$$

no sent possible la identificació de β_r , tret que imposem restriccions sobre σ_r com, per exemple, $\sigma_r = 0 \forall r$, que és el que implícitament s'està fent.

El model s'ha estimat amb les dades individuals (de les llars) de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* (EPF) per als anys 2013 a 2015. L'elecció d'aquests tres anys s'explica pel fet que són els més recents per als quals està disponible la EPF i que amb aquesta grandària mostral es garanteix la representativitat dels resultats per a les comunitats autònomes més petites⁴¹, amb menor presència de llars a la mostra de la EPF. Aquesta estratègia manté l'objectiu de l'estudi de fer una estimació de les paritats de poder adquisitiu entre les comunitats autònomes a Espanya representativa de la

⁴¹ S'han exclòs les observacions corresponents a les ciutats autònomes de Ceuta i Melilla, atès el reduït nombre d'observacions.

situació actual i més recent. En qualsevol cas, en el vector de variables X_{kl} s'han inclòs dues variables fictícies corresponents als anys 2014 i 2015 per tal de garantir la variació en el temps de la despesa total no captada per l'evolució temporal de la renda i, en menor mesura, de les altres variables explicatives.

Per tal de garantir que l'efecte de la no identificació dels efectes regionals propis (σ_r) no afecti de manera significativa l'estimació de les paritats de poder adquisitiu (β_r), cal destacar que s'ha fet una especificació exhaustiva de característiques socio-demogràfiques de la llar i del sustentador principal. Aquestes variables, juntament amb la variable relativa als ingressos de la llar, haurien d'eliminar pràcticament l'efecte propi del component regional. En concret, les variables que s'han inclòs, a banda dels ingressos mensuals totals de la llar i les variables fictícies temporals, són, en relació amb la llar:

- Nombre de persones a la llar per grups d'edat
- Nombre d'habitants del municipi de residència
- Municipi de residència capital de província

i en relació amb el sustentador principal:

- Edat (forma quadràtica)
- Sexe
- Estat civil
- Nacionalitat
- Nivell educatiu
- Situació en relació a l'activitat econòmica

D'altra banda, s'ha tingut en consideració el disseny del mostreig de la EPF i s'han ponderat les observacions utilitzades en l'estimació fent ús del factor d'elevació associat a cada llar (quantes llars representa cada observació).

En l'Annex es presenten els resultats de l'estimació de l'equació de despesa total per Mínims Quadrats Ponderats, utilitzant com a factor de ponderació l'arrel quadrada del nombre d'observacions que representa llar. L'anàlisi es fa tant per al cas on només s'inclouen variables fictícies per a comunitats autònomes (Taula 3.A1 de l'Annex), com

per al cas on es tracta de manera diferenciada el municipi de Barcelona de la resta de Catalunya (Taula 3.A2 de l'Annex)⁴².

Dels resultats cal destacar:

- L'elevada capacitat explicativa del model ($R^2=0,55$), atès que treballem amb dades individuals.⁴³
- L'elasticitat renda de la despesa total és 0,45 i està estimada amb molta precisió (error estàndard 0,005), en qualsevol cas estadísticament diferent de 0 i de 1. Aquest darrer valor no permetria identificar les paritats de poder adquisitiu.
- Les altres variables explicatives tenen els signes dels coeficients esperats i contribueixen significativament a explicar la variabilitat de la despesa total. En tot cas, la variable ingressos és la que més contribueix a l'explicació de la despesa total: el coeficient de correlació entre aquestes dues variables és de 0,66.
- L'elevada significació dels coeficients de les variables fictícies corresponents a les comunitats autònomes.

Com que la despesa que recull la EPF fa referència a tota la despesa dels residents inclosa la realitzada fora de la comunitat autònoma, Costa, García, López i Raymond (2015) corregeixen la despesa total, eliminant en la mesura del possible aquest component. Per fer-ho, utilitzen la informació sobre la despesa del residents fora de la comunitat autònoma, obtinguda de l'enquesta *Familitur*⁴⁴, i calculen quina proporció representa sobre la despesa final dels residents obtinguda de la *Contabilidad Regional de España* (INE). Amb la informació utilitzada en el treball esmentat⁴⁵ s'han pogut

⁴² En aquest segon cas no s'ha inclòs la variable fictícia que fa referència a residir en una capital de província, atès que aquesta condició es dona per al municipi de Barcelona.

⁴³ El valor del coeficient de determinació correspon al model estimat per Mínims Quadrats Ordinaris, ja que el valor que correspon a l'estimació per Mínims Quadrats Ponderats no és interpretable en la forma habitual, atès que al ponderar no hi ha terme constant i el valor del R^2 no està en l'interval 0-1.

⁴⁴ *Familitur* és l'enquesta de moviments turístics dels espanyols, operació estadística realitzada pel *Ministerio de Industria, Energía y Turismo*.

⁴⁵ La informació fa referència a 2012, ja que en el moment de completar aquest informe no hi havia la informació necessària per calcular aquests factors de correcció per al període 2013 a 2015.

corregir els coeficients estimats de les variables fictícies de les comunitats autònomes ($\hat{\tau}_r$) abans d'obtenir els coeficients ($\hat{\beta}_r$) que han de permetre calcular les paritats de poder adquisitiu (PPA^*) (base=100 Andalusia, comunitat autònoma de referència en l'estimació)⁴⁶.

El càlcul s'ha fet a partir de l'expressió

$$PPA_r^* = 100 * e^{\frac{\hat{\tau}_r^c}{1-\hat{\mu}}}$$

on $\hat{\tau}_r^c$ és el coeficient estimat corregit per a la comunitat autònoma r .

Finalment, s'han expressat les paritats de poder adquisitiu en base 100 per a una mitjana (ponderada) per a tot l'Estat, a partir de les estimacions en base 100 Andalusia ponderades per la participació del PIB de la comunitat autònoma en el PIB d'Espanya, segons la informació de la *Contabilidad Regional de España* per al període 2013 a 2015, període al que fan referència les PPAs estimades. A la Taula 3.3 es presenten les estimacions obtingudes a partir d'aquest mètode amb (PPA_r^*) i sense ($PPA_r^{*,no}$) la correcció abans esmentada.

Les paritats de poder adquisitiu estimades per a les diferents comunitats autònomes, ja sigui amb la correcció abans esmentada (primera columna) o sense (segona columna) són similars a les obtingudes per Costa, García, López i Raymond (2015) amb referència a l'any 2012 amb l'excepció de les Balears, on la seva PPA ara està entre les més altes, quan l'any 2012 estava just per sota de la mitjana espanyola. D'altra banda, l'anàlisi específic per a Catalunya i el municipi de Barcelona situa l'índex per a aquest últim set punts per sobre del corresponent a la resta de Catalunya, clarament tots dos casos en el grup de territoris amb paritats de poder adquisitiu elevades.

⁴⁶ A la Taula 3.A3 de l'Annex es troben les proporcions de la despesa dels residents fora de la comunitat sobre el total de la despesa dels residents per a l'any 2010, així com el pes del PIB de cada comunitat autònoma en el total d'Espanya, utilitzat com a ponderació a l'hora d'expressar la paritat del poder adquisitiu en relació a la mitjana espanyola.

Taula 3.3: Paritats de poder adquisitiu per a les comunitats autònomes (2013-2015) [Mètode microeconòmic]

	CC.AA.		CC.AA. i BCN	
	<i>PPA*</i>	<i>PPA*,no</i>	<i>PPA*</i>	<i>PPA*,no</i>
Andalusia	95,34	92,31	95,29	92,26
Aragó	92,57	91,85	93,49	92,76
Astúries	86,56	87,21	85,67	86,31
Balears	112,06	111,30	112,40	111,64
Canàries	88,14	85,94	87,72	85,53
Cantàbria	96,93	96,64	97,12	96,83
Castella – La Manxa	88,55	86,45	89,31	87,19
Castella - Lleó	82,62	89,30	83,14	89,87
Catalunya	109,08	109,00		
<i>Sense Barcelona</i>			106,92	106,84
<i>Barcelona</i>			113,95	113,87
Comunitat Valenciana	92,12	90,77	91,93	90,58
Extremadura	81,66	83,75	81,96	84,05
Galícia	93,53	90,72	93,37	90,56
Madrid	107,28	112,84	107,02	112,58
Múrcia	99,33	98,38	98,96	98,02
Navarra	109,09	110,72	109,39	111,02
País Basc	112,51	114,72	112,74	114,96
La Rioja	89,94	91,48	90,51	92,06

Els resultats obtinguts són robustos a diferents variacions en l'especificació del model, com ara poden ser l'error de mesura en la variable d'ingressos, la presència de valors atípics, la forma funcional del model o la consideració dintre de la despesa total d'alguns components associats a dispendis realitzats fora de la comunitat autònoma de residència (algunes despeses turístiques i algunes despeses associades a una segona residència).

5. Estimació composta basada en models de PIB i de despesa total

En les dues seccions anteriors s'han presentat dues aproximacions a l'estimació de les PPAs per a les comunitats autònomes espanyoles a partir de dos procediments alternatius i de dues fonts d'informació diferents. Això és conseqüència natural del fet que no hi ha disponible informació oficial al respecte, ni accés a la informació de base (preus) que permetria elaborar una estimació de les PPAs més en línia amb els procediments seguits per Eurostat i la OCDE.

A l'hora de fer una proposta de síntesi sobre els valors de les PPAs s'han tingut en compte els resultats obtinguts en l'aplicació dels dos mètodes: estimació de PPA a partir d'un model estimat amb dades de la UE de la relació entre PPA i el PIB per càpita (mètode macroeconòmic) i l'obtenció de les PPAs com a estimació dels factors regionals en una equació de despesa total (mètode microeconòmic).

En concret, l'estimació de síntesi (PPA_r^{DEF}) es correspon a una mitjana ponderada de la versió macroeconòmica basada en l'estimació que desagrega el PIB per càpita en dos components (PPA_r^1), i la versió microeconòmica corresponent a les estimacions on s'ha corregit la despesa total de cada llar per la part que els residents d'una comunitat autònoma fan fora de la mateixa (PPA_r^2). Les PPAs de la primera aproximació estan recollides en la primera columna de la Taula 3.2, i les PPAs de la segona són les de la primera columna de la Taula 3.3, en el cas de les comunitats autònomes únicament, i a la tercera columna de la Taula 3.2 i la tercera de la Taula 3.3, respectivament, quan es fa la distinció per a Catalunya entre el municipi de Barcelona i la resta⁴⁷. És a dir:

$$PPA_r^{DEF} = \pi_r PPA_r^1 + (1 - \pi_r) PPA_r^2$$

on π_r i $(1 - \pi_r)$ son els factors de ponderació que, en principi, se suposen diferents per a cada comunitat autònoma r , i es fan dependre de la variabilitat entre les diferents opcions considerades per cada mètode en cada comunitat autònoma: tres en el cas del mètode macroeconòmic i dues en el cas del mètode microeconòmic. En concret, la mesura de variabilitat per a cada mètode (V_r^1 i V_r^2 , respectivament) és el quadrat de la diferència entre el valor màxim i el valor mínim de la PPA d'una

⁴⁷ Resultats molt similars s'obtenen si per a cada mètode s'utilitza la mitjana de les versions considerades.

comunitat concreta segons les versions de cada mètode. La ponderació π_r es determina a partir de⁴⁸:

$$\pi_r = \frac{V_r^{M3}}{V_r^{M2} + V_r^{M3}}$$

En la Taula 3.4 es presenten els resultats de les PPAs definitives que es proposen. Cal destacar que només cinc comunitats autònomes tenen PPA per sobre de la mitjana espanyola (Balears, Catalunya, Madrid, Navarra i País Basc). Així mateix, la diferència entre la PPA més alta (Madrid) i la més baixa (Extremadura) és de 32,4 punts, cosa que suposaria correccions importants quan es comparen magnituds que és convenient deflactar a partir dels preus relatius regionals, com podria ser el cas del PIB per càpita.

Taula 3.4: Paritats de poder adquisitiu per a les comunitats autònomes (2013-2015) [Mètode de síntesi]

	CC.AA.	CC.AA. i BCN (PIB)
Andalusia	88,96	88,88
Aragó	92,01	92,90
Astúries	87,67	86,84
Balears	111,17	111,50
Canàries	87,29	86,89
Cantàbria	96,50	96,67
Castella i Lleó	88,45	88,92
Castella – La Manxa	85,63	85,69
Catalunya	108,99	
<i>Sense Barcelona</i>		106,81
<i>Barcelona</i>		113,87
Comunitat Valenciana	91,38	91,19
Extremadura	83,13	83,29
Galícia	90,42	90,26
Madrid	115,92	115,69
Múrcia	96,25	95,99
Navarra	110,37	110,65
País Basc	113,79	113,95
La Rioja	91,63	92,18

De fet, podríem establir tres grups diferenciats de comunitats autònomes en funció dels valors de les PPAs: un primer grup format per les cinc comunitats esmentades

⁴⁸ Es pot demostrar que aquesta expressió correspon al valor (π_r) que fa mínima la variància de (PPA_r^{DEF}) si els dos mètodes són no esbiaixats i la covariància entre els dos estimadors és nul·la.

anteriorment, amb PPA per sobre de la mitjana espanyola; un segon grup constituït per les sis comunitats autònomes amb PPA entre 90 i 100 (Aragó, Cantàbria, Comunitat Valenciana, Galícia, Múrcia i La Rioja); i un tercer grup amb les sis comunitats amb PPA més baixes (Andalusia, Astúries, Canàries, Castella i Lleó, Castella-La Manxa, i Extremadura). Així mateix, quan considerem la divisió de Catalunya, és destacable que tant el municipi de Barcelona com la resta de Catalunya passarien a formar part del grup de territoris per sobre de la mitjana espanyola, sent la PPA del municipi de Barcelona un 6,6% més elevada que la de la resta de Catalunya.

Aquests resultats es poden comparar als que s'obtenen de l'estudi de Rubiera *et al.* (2013), on es presenten estimacions del cost de la vida (espacial) per a les comunitats autònomes espanyoles per a 2006 i 2011. És cert que alguns resultats són força coincidents en alguns aspectes, com per exemple el d'Extremadura amb el cost de la vida més baix, inclús en termes relatius respecte de la comunitat amb el cost més elevat (1,31 vegades). Ara bé hi ha d'altres que són marcadament diferents i s'allunyen del que seria d'esperar. Per exemple, Catalunya té un cost de la vida inferior al de Galícia, i només lleugerament superior al d'Andalusia, mentre que Madrid només té set comunitats autònomes amb un cost de la vida inferior⁴⁹. Evidentment, aquestes estimacions tenen incidència amb els resultats de l'estudi que pretén estimar els efectes de l'increment del cost de la vida en el mapa de la pobresa a Espanya. El fet que l'anàlisi es centri únicament en els productes d'alimentació, que s'hagi d'estimar un sistema d'equacions de demanda amb molta estructura i el tractament que es dona a les observacions corresponents a despesa zero poden explicar, fins a cert punt, els resultats que presenten.

⁴⁹ Aquests resultats són encara més xocants si es miren les dades corresponents a 2006, any per al qual Catalunya només té quatre comunitats autònomes amb un cost de la vida més baix.

6. Conclusions

Les paritats de poder adquisitiu són un instrument clau per poder procedir a fer comparacions espacials de les principals magnituds macroeconòmiques, sent utilitzades en diferents tipus d'anàlisi com poden ser: l'anàlisi de la convergència econòmica, l'anàlisi del cost de la vida o l'anàlisi de l'impacte de les polítiques de cohesió, entre d'altres.

La iniciativa conjunta de la OCDE i d'Eurostat ha permès disposar de paritats de poder adquisitiu per a un nombre important de països, quedant com a assignatura pendent la disponibilitat d'aquest tipus d'informació a nivell regional, malgrat que, per exemple en el cas europeu, alguns reglaments conviden als països a elaborar paritats de poder adquisitiu a nivell regional, per tal de servir de referència en el càlcul del PIB per càpita, que és un element clau en les decisions relatives al repartiment de fons en el marc de les polítiques de cohesió.

Aquesta poca preocupació per l'elaboració d'aquests indicadors a nivell regional és força generalitzada, sent poques les excepcions de països que de manera més o menys oficial hagin procedit al càlcul de les paritats de poder adquisitiu per a les seves regions, malgrat que en el cas europeu estan obligats a recollir i subministrar la informació a Eurostat per l'elaboració de les paritat per als diferents països.

Òbviament aquesta situació també es dona a Espanya on el INE no elabora les PPAs per comunitats autònomes⁵⁰, malgrat que en *Plan Estadístico Nacional 2017-2020*, *Real Decreto 410/2016 de 31 de octubre*, hi figura una operació estadística, la *Encuesta de Paridades del Poder Adquisitivo* que té com a finalitat realitzar la comparació espacial entre països del nivell de preus dels agregats del PIB, però sense cap objectiu

⁵⁰ Cal destacar que en el document "Propuestas y recomendaciones previas a la formulación del Anteproyecto de Plan Estadístico Nacional 2013-2016, sobre las necesidades nacionales en materia estadística, y la adaptación y mejora de los medios existentes" elaborat per una ponència nomenada pel *Consejo Superior de Estadística*, i aprovat pel ple del mateix òrgan en data 14 de desembre de 2010, apareixia com a recomanació prioritària R.2.1. "proporcionar información por comunidades autónomas sobre niveles de precios, similares a las paridades de poder adquisitivo (PPAs) que estima Eurostat por países". Finalment, en el redactat del *Real Decreto 1658/2012*, de 7 de desembre, pel qual s'aprova el *Plan Estadístico Nacional 2013-2016*, dictaminat favorablement pel propi *Consejo Superior de Estadística*, no apareix cap operació relacionada amb aquesta recomanació prioritària.

de caràcter regional. Aquesta situació ha comportat que hi hagi hagut en el passat alguna proposta d'estimació d'aquestes paritats a través de mètodes indirectes, amb diferents graus de complexitat.

En aquest capítol s'ha procedit a realitzar una estimació de les PPAs per a les comunitats autònomes espanyoles per al període 2013-2015, a partir de dos dels procediments emprats per Costa, García, López i Raymond (2015) per fer una estimació per a l'any 2012. El primer procediment fa ús de la hipòtesi de Balassa-Samuelson que estableix que hi ha una relació entre el nivell de preus relatiu d'un àmbit geogràfic (comunitat autònoma en el nostre cas) i el seu PIB per càpita. S'utilitza el model estimat en el treball recentment esmentat per estimar la relació entre aquestes dues variables, i l'estimació es fa servir per calcular les PPAs de les comunitats autònomes.

L'altra aproximació indirecta es basa en l'estimació amb dades individuals d'una equació que explica la despesa total de les llars en funció dels ingressos mensuals, que tracten de controlar diferències en qualitat, característiques de la llar i/o del sustentador principal i un conjunt de variables fictícies per a les comunitats autònomes, de tal manera que, sota certs supòsits, els seus coeficients permeten l'estimació de les PPAs corresponents. Aquesta anàlisi s'estén al cas on per a Catalunya es tracta d'estimar PPAs diferents per al municipi de Barcelona i per a la resta de Catalunya. Finalment, es procedeix a calcular unes PPAs de síntesi a partir dels dos mètodes anteriors on es té en compte la variabilitat de les PPAs estimades per a les diferents versions dels dos mètodes.

Els resultats són molt similars als obtinguts per a l'any 2012 per Costa, García, López i Raymond (2015), tal vegada amb l'excepció del cas de les Balears que veuen augmentar substancialment la seva PPA en termes comparatius. Així mateix, les diferències entre les PPA de les diferents comunitats poden ser importants, en algun cas per sobre del 30%, fet que té un impacte rellevant en la comparativa del PIB per càpita entre comunitats autònomes.

D'altra banda, s'estima una diferència significativa entre la PPA del municipi de Barcelona i la de la resta de Catalunya. La primera pot arribar a estar entre 7 i 10 punts

percentuals per sobre de la segona. És a dir, els preus relatius dels béns de consum del municipi de Barcelona són gairebé un 10% més elevats que els de la resta de Catalunya per a l'estimació de síntesi finalment seleccionada. D'altra banda, i com era d'esperar, Catalunya es troba en el grup de cinc comunitats amb PPAs per sobre de la mitjana (ponderada) espanyola.

Cal reclamar que es calculin PPAs a nivell de comunitat autònoma, seguint els plantejaments metodològics d'Eurostat, la qual cosa suposa la recollida de dades individualitzades de preus de productes. Mentrestant això no succeeix, es fa necessari el càlcul de les PPAs per mètodes indirectes, tractant de mantenir el màxim nivell de qualitat en la informació elaborada, tot i respectant la comparabilitat de les estimacions, sobretot en la dimensió temporal.

Annex

Taula 3.A1: Estimació del model de despesa total (2013-2015) per comunitats autònomes

	Coef.	E.S.	t	p-valor
Variables relatives a la llar				
Comunitat autònoma (Ref: Andalusia)				
<i>Aragó</i>	-0,0027	0,0095	-0,28	0,776
<i>Astúries</i>	-0,0311	0,0100	-3,12	0,002
<i>Balears</i>	0,1026	0,0104	9,82	0,000
<i>Canàries</i>	-0,0392	0,0097	-4,03	0,000
<i>Cantàbria</i>	0,0252	0,0097	2,59	0,009
<i>Castella – La Manxa</i>	-0,0359	0,0084	-4,26	0,000
<i>Castella - Lleó</i>	-0,0181	0,0091	-1,98	0,047
<i>Catalunya</i>	0,0911	0,0076	11,99	0,000
<i>Comunitat Valenciana</i>	-0,0092	0,0078	-1,17	0,242
<i>Extremadura</i>	-0,0534	0,0098	-5,44	0,000
<i>Galícia</i>	-0,0095	0,0088	-1,08	0,278
<i>Madrid</i>	0,1101	0,0081	13,67	0,000
<i>Múrcia</i>	0,0350	0,0100	3,51	0,000
<i>Navarra</i>	0,0997	0,0100	9,97	0,000
<i>País Basc</i>	0,1192	0,0071	16,69	0,000
<i>La Rioja</i>	-0,0050	0,0103	-0,48	0,630
Ingressos mensuals (log)	0,4518	0,0046	97,33	0,000
Composició de la llar				
<i>Número de membres</i>	0,0609	0,0079	7,69	0,000
<i>Número de membres >13</i>	0,0404	0,0074	5,44	0,000
<i>Número de membres <16</i>	-0,0067	0,0102	-0,65	0,514
<i>Número de membres <18</i>	-0,0133	0,0077	-1,72	0,086
Població del municipi (Ref.: > 100.000)				
<i>50.000 – 100.000</i>	0,0349	0,0073	4,79	0,000
<i>20.000 – 50.000</i>	0,0207	0,0075	2,76	0,006
<i>10.000 – 20.000</i>	0,0244	0,0082	2,96	0,003
<i>< 10.000</i>	0,0404	0,0076	5,34	0,000
Capital de província (Ref: Sí)				
<i>No</i>	-0,0294	0,0065	-4,55	0,000
Variables relatives al sustentador principal				
Sexe (Ref: Home)	-0,0011	0,0049	-0,22	0,828

	Coef.	E.S.	t	p-valor
Edat				
<i>Terme lineal</i>	0,0147	0,0010	14,38	0,000
<i>Terme quadràtic</i>	-0,0001	9,16E-06	-14,74	0,000
Nivell d'estudis (Ref.: Primaris o menys)				
<i>Secundaris 1er cicle</i>	0,1067	0,0061	17,45	0,000
<i>Secundaris 2on cicle</i>	0,1702	0,0073	23,31	0,000
<i>Superiors</i>	0,2403	0,0074	32,64	0,000
País de naixement (Ref: Espanya)				
<i>Resta Unió Europea</i>	-0,1107	0,0143	-7,73	0,000
<i>Resta d'Europa</i>	-0,1683	0,0318	-5,29	0,000
<i>Resta del món</i>	-0,2014	0,0104	-19,45	0,000
Situació en relació a l'activitat (Ref: Ocupat)				
<i>Amb feina però absent</i>	0,0260	0,0120	2,16	0,031
<i>Parat</i>	-0,0426	0,0084	-5,08	0,000
<i>Jubilat</i>	0,0146	0,0070	2,08	0,038
<i>Estudiant</i>	-0,0552	0,1102	-0,50	0,616
<i>Tasques domèstiques</i>	0,0088	0,0121	0,72	0,470
<i>Incapacitat permanent</i>	-0,0533	0,0174	-3,06	0,002
<i>Altra situació d'inactiu</i>	-0,0213	0,0246	-0,87	0,386
Estat civil (Ref.: solter)				
<i>Casat</i>	0,1357	0,0062	21,85	0,000
<i>Vidu</i>	0,0920	0,0094	9,78	0,000
<i>Separat</i>	0,0250	0,0131	1,91	0,056
<i>Divorciat</i>	0,0593	0,0095	6,21	0,000
Any de l'enquesta (Ref.: 2009)				
<i>2014</i>	-0,0108	0,0045	-2,39	0,017
<i>2015</i>	-0,0071	0,0045	-1,57	0,116
Constant	5,9059	0,0399	147,93	0,000
Número d'observacions	64.924			
R²	0,5606			

Nota: El model s'ha estimat per Mínims Quadrats Ordinaris amb errors estàndard robustos a heteroscedasticitat. El coeficient de determinació (R²) correspon al model sense errors estàndard robustos.

Taula 3.A2: Estimació del model de despesa total (2013-2015) amb referència al municipi de Barcelona

	Coef.	E.S.	t	p-valor
Variables relatives a la llar				
Comunitat autònoma (Ref: Andalusia)	0,0030	0,0095	0,32	0,752
<i>Aragó</i>	-0,0365	0,0099	-3,70	0,000
<i>Astúries</i>	0,1045	0,0104	10,01	0,000
<i>Balears</i>	-0,0415	0,0097	-4,28	0,000
<i>Canàries</i>	0,0265	0,0097	2,73	0,006
<i>Cantàbria</i>	-0,0310	0,0084	-3,70	0,000
<i>Castella i Lleó</i>	-0,0143	0,0091	-1,58	0,115
<i>Castella – La Manxa</i>	0,0030	0,0095	0,32	0,752
<i>Catalunya</i>				
<i>Sense Barcelona</i>	0,0804	0,0079	10,12	0,000
<i>Barcelona</i>	0,1153	0,0135	8,56	0,000
<i>Comunitat Valenciana</i>	-0,0100	0,0078	-1,28	0,201
<i>Extremadura</i>	-0,0511	0,0098	-5,21	0,000
<i>Galícia</i>	-0,0102	0,0088	-1,16	0,247
<i>Madrid</i>	0,1091	0,0080	13,60	0,000
<i>Múrcia</i>	0,0332	0,0100	3,33	0,001
<i>Navarra</i>	0,1014	0,0100	10,15	0,000
<i>País Basc</i>	0,1205	0,0071	16,88	0,000
<i>La Rioja</i>	-0,0012	0,0103	-0,12	0,907
Ingressos mensuals (log)	0,4522	0,0046	97,54	0,000
Composició de la llar				
<i>Número de membres</i>	0,0609	0,0079	7,69	0,000
<i>Número de membres >13</i>	0,0403	0,0074	5,44	0,000
<i>Número de membres <16</i>	-0,0068	0,0102	-0,67	0,504
<i>Número de membres <18</i>	-0,0132	0,0077	-1,70	0,089
Població del municipi (Ref.: > 100.000)				
<i>50.000 – 100.000</i>	0,0209	0,0064	3,25	0,001
<i>20.000 – 50.000</i>	0,0023	0,0057	0,41	0,683
<i>10.000 – 20.000</i>	0,0055	0,0065	0,84	0,399
<i>< 10.000</i>	0,0204	0,0053	3,83	0,000
Variables relatives al sustentador principal				
Sexe (Ref: Home)	-0,0008	0,0049	-0,16	0,869
Edat				
<i>Terme lineal</i>	0,0147	0,0010	14,34	0,000
<i>Terme quadràtic</i>	-0,0001	9,16E-06	-14,66	0,000

	Coef.	E.S.	t	p-valor
Nivell d'estudis (Ref.: Primaris o menys)				
<i>Secundaris 1er cicle</i>	0,1080	0,0061	17,68	0,000
<i>Secundaris 2on cicle</i>	0,1722	0,0073	23,64	0,000
<i>Superiors</i>	0,2428	0,0073	33,07	0,000
País de naixement (Ref: Espanya)				
<i>Resta Unió Europea</i>	-0,1125	0,0143	-7,86	0,000
<i>Resta d'Europa</i>	-0,1704	0,0318	-5,35	0,000
<i>Resta del món</i>	-0,2003	0,0103	-19,35	0,000
Situació en relació a l'activitat (Ref: Ocupat)				
<i>Amb feina però absent</i>	0,0265	0,0120	2,21	0,027
<i>Parat</i>	-0,0425	0,0084	-5,07	0,000
<i>Jubilat</i>	0,0143	0,0070	2,03	0,042
<i>Estudiant</i>	-0,0546	0,1088	-0,50	0,616
<i>Tasques domèstiques</i>	0,0089	0,0121	0,73	0,464
<i>Incapacitat permanent</i>	-0,0532	0,0174	-3,05	0,002
<i>Altra situació d'inactiu</i>	-0,0204	0,0245	-0,83	0,404
Estat civil (Ref.: solter)				
<i>Casat</i>	0,1346	0,0062	21,69	0,000
<i>Vidu</i>	0,0912	0,0094	9,69	0,000
<i>Separat</i>	0,0241	0,0131	1,85	0,065
<i>Divorciat</i>	0,0582	0,0095	6,10	0,000
Any de l'enquesta (Ref.: 2009)				
<i>2014</i>	-0,0109	0,0045	-2,40	0,016
<i>2015</i>	-0,0071	0,0045	-1,57	0,117
Constant	5,8932	0,0397	148,33	0,000
Número d'observacions	64.924			
R²	0,5606			

Nota: El model s'ha estimat per Mínims Quadrats Ordinaris amb errors estàndard robustos a heteroscedasticitat. El coeficient de determinació (R²) correspon al model sense errors estàndard robustos.

Taula 3.A3: Percentatge de la despesa del residents feta fora de la comunitat autònoma (D.F.) (2010) i percentatge del PIB de cada comunitat autònoma respecte del PIB d'Espanya (2013-2015)

	% D.F.	%PIB
Andalusia	2,20	13,45
Aragó	3,47	3,16
Astúries	4,25	2,01
Balears	3,20	2,54
Canàries	2,55	3,92
Cantàbria	3,55	1,14
Castella – La Manxa	4,92	5,04
Castella - Lleó	4,02	3,53
Catalunya	4,02	18,97
Comunitat Valenciana	3,07	9,39
Extremadura	5,07	1,63
Galícia	2,26	5,20
Madrid	6,95	18,89
Múrcia	3,45	2,58
Navarra	4,61	1,70
País Basc	5,03	6,11
La Rioja	4,68	0,74

Font: *Contabilidad Regional de España*, INE, i Costa, García, López i Raymond (2015)

CAPÍTOL 4

**Càlcul de la renda mínima per cobrir les diferents necessitats
bàsiques de la llar segons la seva composició:
un enfocament alternatiu**

1. Introducció

En les últimes dècades hi ha hagut una creixent atenció per tots els aspectes vinculats a l'estat del benestar, tant a nivell de mesura⁵¹ com a nivell de definició i articulació de les diferents polítiques per al seu manteniment i millora. En el cas de la Unió Europea això es va traduir l'any 2010 en l'aprovació per part del Consell Europeu d'una estratègia de creixement per a la UE, l'estratègia "Europa 2020", amb cinc objectius genèrics en matèries d'ocupació, innovació, educació, integració social i clima/energia. En l'apartat d'integració social l'objectiu, tant a nivell europeu com dels diferents estats membres, és reduir el nombre de persones en risc de pobresa i/o exclusió social, concepte que és mesurat a partir de tres indicadors: la taxa de risc de pobresa després de transferències socials⁵², la privació severa de determinats béns⁵³ i la molt baixa intensitat laboral de les llars⁵⁴. Aquests tres indicadors conformen el que es coneix com l'indicador AROPE (*At Risk Of Poverty and/or Exclusion*) que mesura la proporció de persones que estan en un d'aquests tres indicadors esmentats. Per a l'any 2015 la taxa de pobresa o exclusió social (indicador AROPE) a Espanya ha estat del 28,6%, mentre que a Catalunya aquest percentatge era del 19,8%, destacant en la seva composició el 22,1% de persones amb risc de pobresa a Espanya o el 13,9% a Catalunya.

Aquesta preocupació pel benestar i, en particular, per l'impacte de la pobresa i/o l'exclusió social ha portat a que, tant a nivell estatal com a nivell més local, s'hagin anat dissenyant polítiques amb l'objectiu de tractar de garantir allò que es coneix com els ingressos "adequats" per satisfer les necessitats a les que s'enfronta una llar, i que

⁵¹ Veure l'informe Stiglitz-Sen-Fitoussi (2009) sobre la medició de l'activitat econòmica i el progrés de les societats, on és de destacar l'èmfasi dels autors en posar de manifest que el principi de que allò que mesurem conforma el que com a societat perseguim i, evidentment, allò que perseguim té un efecte sobre el que necessitem mesurar.

⁵² S'està en situació de risc de pobresa quan la persona viu en una llar per a la qual els ingressos per unitat de consum estan per sota del 60% de la mediana d'aquesta variable en la població de referència.

⁵³ S'està en aquesta situació de privació severa quan no es disposa d'almenys quatre del següents conceptes: retards en el pagament de rebuts associats a l'habitatge, mantenir l'habitatge amb una temperatura adequada els mesos freds, fer front a despeses imprevistes, un àpat amb carn, pollastre o peix cada dos dies, fer vacances fora de casa almenys una setmana a l'any, un cotxe, una rentadora, un televisor a color, i un telèfon.

⁵⁴ Una llar té molt baixa intensitat laboral quan els membres en edat de treballar ho fan per sota del 20% del seva potencial dedicació.

també s'ha anomenat “salari digne” o “salari (ingressos) per viure” (*living wage*). Es tracta d'un concepte, òbviament rellevant des d'una perspectiva social, però ambigu en quant a la seva definició i concreció⁵⁵.

De fet, si per digne o adequat entenem aquells ingressos (o salaris) que no et situen en una situació de pobresa, la concreció d'aquest concepte que fa l'indicador AROPE és clara: estar en una llar amb uns ingressos per unitat de consum per sobre del 60% de la mediana d'aquesta variable a la població de referència. És a dir, es quantifica en termes de la distribució dels ingressos a la població, amb la qual cosa, de fet, més que una mesura de pobresa (absoluta) que és la que s'hauria de tenir, és una mesura de desigualtat, que es podria assimilar a un concepte de “pobresa relativa”.

Tal i com plantegen Bernstein, Broach i Spade-Aguilar (2000), durant les últimes dècades, i amb el renovat interès en analitzar la pobresa, s'ha desenvolupat l'enfocament dels anomenats "pressupostos familiars bàsics". Aquests pressupostos han estat una eina útil en una sèrie de debats sobre polítiques que envolten la pobresa de la població, el salari digne i, en certa manera, han intentat superar la línia de pobresa com a mesura de benestar. Mesura, aquesta última, que ha estat subjecte a crítiques en ambdues direccions: sobrevalorar i infravalorar (més habitualment) la importància de la pobresa a la societat⁵⁶.

Per calcular els pressupostos familiars bàsics s'utilitza l'enfocament de la cistella de compra. En aquest plantejament es pretén identificar quins són els elements necessaris perquè una llar pugui tenir un nivell de vida segur i decent⁵⁷ i, tot seguit, es calcula quant costa aquesta cistella. En les diferents propostes de pressupostos familiars bàsics es contempen els mateixos gran conceptes de despesa, encara que deixant un grup residual de definició menys concreta. Serveixin d'exemple els costos

⁵⁵ L'article de Lewis, Pressman i Widerquist (2005) desenvolupa el concepte d'ingrés bàsic garantit, que es pot entendre com a sinònim dels anteriors.

⁵⁶ Una síntesi dels enfocaments més tradicionals de com mesurar la pobresa es pot trobar a Haughton i Khandker (2009). D'altra banda, en el treball d'Adams i Neumark (2005) s'explica en detall el concepte de “*living wage*”, com s'aplica i el seus efectes.

⁵⁷ O el que GLA Economics (2015) defineix literalment com: “un nivell adequat de calor i refugi (condicions de l'habitatge), una dieta sana agradable al paladar, la integració social i evitar l'estrès crònic per a perceptors i els que d'ells depenen”

utilitzats en el cas de la ciutat de Londres⁵⁸ i els incorporats en la calculadora del salari digne (*living wage*) del MIT⁵⁹. En el primer cas els costos bàsics associats són: habitatge, impostos municipals, transport, cura dels nens i un paquet residual d'altres costos (cistella de la compra regular). En el cas de la calculadora del MIT els costos són: alimentació, cura dels nens, assegurances i altres costos associats a la salut, habitatge, transport i altres necessitats.

Aquest enfocament, encara que sembli senzill no ho és, en primer lloc perquè moltes vegades és difícil determinar una quantitat d'elements. Per exemple, els costos de transport s'han de basar en el transport públic, o en els viatges en cotxe, o tots dos? Quants dormitoris necessita una família de quatre persones? La televisió es una necessitat bàsica? La llar ha de tenir estalvis per a emergències? En altres paraules, la selecció i càlcul de costos d'articles planteja una sèrie de qüestions conceptuals i metodològiques importants. Un altre element important en aquest enfocament és que s'ha de tenir en compte la composició familiar de la llar, la situació laboral dels adults i les variacions regionals⁶⁰.

En aquest capítol utilitzarem un enfocament alternatiu basat en vincular els ingressos disponibles de les llars amb les privacions que tenen, en línia amb el segon aspecte contemplat en l'indicador AROPE abans esmentat, per diferents tipus de llars en quant a composició, i si fos el cas, adaptat a diferents zones geogràfiques. En general, les privacions que es contemplen en l'indicador AROPE són de caràcter objectiu, però d'una rellevància diferent en quant a aproximar el concepte de pobresa. D'altra banda, la informació que utilitzarem permet accedir a un indicador més subjectiu, però teòricament més proper al concepte de pobresa, que és l'associat a les dificultats per arribar a final de mes. L'enfocament que es proposa és estimar un model que vinculi el fet de tenir o no una determinada privació amb la renda i la composició familiar, i veure quin nivell d'ingressos està associat a un determinat rang de probabilitat de tenir una determinada privació.

⁵⁸ <https://www.london.gov.uk/sites/default/files/living-wage-2015.pdf>

⁵⁹ <http://livingwage.mit.edu/pages/about>

⁶⁰ Per exemple, en el cas de la ciutat de Londres els ingressos "adequats" o "dignes" que finalment es proposen són la mitjana dels pressupostos familiars bàsics ("*basic living costs*") i dels ingressos associats al llindar de pobresa 60% de la mediana). Veure GLA Economics (2015).

Com a base de dades utilitzarem la mostra de la *Encuesta de Condiciones de Vida* (ECV) desenvolupada pel *Instituto Nacional de Estadística* (INE), dels anys 2013, 2014 i 2015. La ECV està dissenyada per poder analitzar i comparar la pobresa, distribució dels ingressos i exclusió social en l'àmbit europeu. A la ECV, a més de les variables d'ingrés, disposem d'indicadors d'exclusió social, privació i mancances materials. Això ens permet comparar els ingressos amb les privacions i detectar el nivell de renda necessari per tenir aquestes privacions resoltes. Així mateix, tenim variables de composició familiar que ens permetran analitzar el nivell d'Ingressos per a cada tipus de família.

La estructura del capítol és la següent. En la segona secció es presenten les característiques de la ECV i es defineixen les variables a utilitzar en l'anàlisi empírica. A la secció 3 es fa una anàlisi descriptiva de la incidència de diferents privacions, segons la composició de llar i el seu nivell d'ingressos. A la secció 4 s'especifica el model economètric a estimar i les dues aproximacions per vincular nivell d'ingressos i presència de privacions. Els resultats empírics de les dues aproximacions es presenten a la secció 5. Finalment, a la secció 6 es resumeixen les principals conclusions.

2. Base de dades i mostra seleccionada

En aquest capítol farem servir la *Encuesta de Condiciones de Vida* (ECV) dels anys 2013, 2014 i 2015. La ECV és una enquesta anual realitzada pel INE que està basada en criteris harmonitzats per a tots els països de la Unió Europea. El seu objectiu fonamental és disposar d'una font de referència sobre estadístiques comparatives de la distribució d'ingressos i l'exclusió social en l'àmbit europeu. També és prioritari en la ECV la producció d'informació transversal amb un alt grau de qualitat pel que fa a l'actualitat i comparabilitat. Per tant, l'usuari interessat en analitzar determinats aspectes de la realitat social pot utilitzar la ECV com si es tractés d'una enquesta anual independent de la resta de cicles i realitzar l'explotació transversal d'un cicle determinat d'aquest panell rotatiu per obtenir la informació desitjada.

En el nostre cas, en primer lloc, hem ajuntat les observacions dels tres últims anys disponibles per poder disposar de més dades i tenir una mostra amb certa grandària per a Catalunya. A l'arxiu de llars disposem de la informació clau per al nostre anàlisi: ingressos de la llar, si estan cobertes les diferents necessitats bàsiques de la llar, despeses en lloguer i hipoteca i la composició familiar. Així mateix, tenim informació de la comunitat autònoma de la llar, cosa que ens permetrà fer una anàlisi comparat entre Espanya i Catalunya.

El fet d'ajuntar les mostres de la ECV per als tres anys més recents suposa disposar de 36.471 observacions per a Espanya, repartides de manera força uniforme: 12.139 l'any 2013, 11.965 l'any 2014 i 12.367 l'any 2015. D'aquest total 3.877 corresponen a Catalunya, repartides en 1.265, 1.264 i 1.348 per als tres anys analitzats. En els diferents exercicis es treballa amb els factors d'elevació associats a cada variable, per tal de poder elevar els resultats a nivell poblacional.

En segon lloc, hem seleccionat les composicions familiars més típiques, per la qual cosa definim quants adults i quants nens hi ha a cada llar utilitzant la variable "membres de la llar" i l'escala d'equivalència. Considerem nens els menors de 14 anys, definició que es fa servir a les escales d'equivalència de la OCDE. Les composicions familiars que finalment hem utilitzat, atès que tenien un nombre d'observacions suficient són les següents:

- Llar amb un adult (1a. 0n.)
- Llar amb un adult amb un nen (1a. 1n.)
- Llar amb dos adults sense nens (2a. 0n.)
- Llar amb dos adults i un nen (2a. 1n.)
- Llar amb dos adults i dos nens (2a. 2n.)
- Llar amb tres adults sense nens (3a. 0n.)
- Llar amb tres adults amb nens (3a. N.)

A la Taula 4.1 es presenta la distribució de les mostres utilitzades per a Espanya i Catalunya d'acord al nombre d'adults i de nens.

Taula 4.1: Distribució de la mostra per nombre d'adults (a.) i de nens (n.)

ESPANYA						
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	>=5 a.	Total
0 n.	7.522	10.912	5.368	3.003	754	27.559
1 n.	374	2.609	1.475	465	149	5.072
2 n.	167	2.561	345	100	64	3.237
>=3 n.	28	416	93	39	27	603
Total	8.091	16.498	7.281	3.607	994	36.471
CATALUNYA						
	1 a.	2 a.	3 a.	4 a.	>=5 a.	Total
0 n.	796	1.246	504	298	66	2.910
1 n.	52	321	128	63	8	572
2 n.	18	251	40	4	7	320
>=3 n.	0	48	19	6	2	75
Total	866	1.866	691	371	83	3.877

L'estructura, com era d'esperar, és força similar a la corresponent a les mostres de la EPF per als mateixos anys, utilitzades en capítols anteriors, destacant que són les llars sense menors de 14 anys les que tenen un major pes i, en particular, les llars amb una parella d'adults sense nens.

En tercer lloc, és important comentar quines són les variables de renda que utilitzem per fer els trams de renda, així com per estimar la mitjana de rendes en la part econòmica. Utilitzem la variable de la ECV que representa la renda disponible total de la llar durant l'any anterior a l'entrevista. També treballem amb una altra variable

de renda en la qual descomptem el pagament de la hipoteca o lloguer, per poder comparar llars que no han d'assumir despeses d'habitatge amb aquelles que sí que ho han de fer.

En quart lloc, és important esmentar quines variables de privació hem considerat. La primera variable fa referència a les dificultats que té una llar per arribar a final de mes, per a la qual utilitzem la variable de la ECV que pregunta per la capacitat de la llar per arribar a final de mes. A la variable original hi ha 6 opcions de resposta: amb molta dificultat, amb dificultat, amb certa dificultat, amb certa facilitat, amb facilitat, amb molta facilitat. Per poder simplificar, hem creat una variable que val 1 si té dificultat, per tant si contesta qualsevol de les primeres 3 opcions, i que val 0 si no té dificultats per arribar a final de mes, és a dir, contesta qualsevol de les altres tres opcions. Malgrat el grau de subjectivitat que pot tenir la resposta, és la privació més estretament vinculada a una potencial situació de pobresa.

La segona variable és el retard en el pagament de l'hipoteca o el lloguer. A la variable original de la ECV hi ha tres opcions de resposta: "sí, només una vegada", "sí, dos vegades o més" i "no". Nosaltres considerem que hi ha retard si contesta qualsevol de les dues primera opcions i que no hi ha retard si contesta la tercera opció. Una altra variable que analitzarem és el retard en el pagament de les factures d'electricitat, aigua, gas, etc. en els últims 12 mesos. A la variable original de la ECV apareixen les mateixes opcions que en el cas del retard del pagament de lloguer o hipoteca, i hem utilitzat el mateix criteri per classificar les respostes. Aquestes dues variables tenen un caràcter molt més objectiu en la seva resposta que les dificultats per arribar a final de mes, i estan molt més vinculades al concepte de pobresa que altres de les privacions contemplades a l'indicador AROPE i disponibles a la ECV. Les privacions analitzades fan referència sense cap mena de dubte a aspecte bàsics: habitatge i subministraments.

Aprofundirem, també, en el fet de quina càrrega suposen les despeses que experimenta la llar. Per a aquest concepte examinarem la variable de la ECV que fa referència a si les despeses totals de l'habitatge, incloent el lloguer o hipoteca, les assegurances, electricitat, comunitat, etc., representen una càrrega feixuga per a la llar. Les opcions de resposta són únicament dos: "representen una càrrega feixuga" i

"representen una càrrega raonable". Per últim, també estudiarem la variable sobre els ingressos mínims que necessita la llar per arribar a final de mes.

3. Necessitats bàsiques per nivell de renda i composició familiar: evidència descriptiva

A la Taula 4.2 presentem la distribució de llars per tram de renda per a cada composició familiar a Espanya i a Catalunya. Per exemple, del total de llars amb un adult i cap nen a Espanya, el 35,40% tenen una renda disponible anual de menys de 10.000€, mentre que un 41,24% tenen una renda que se situa entre els 10.000€ i 20.000€ anuals, un 15,69% tenen una renda que es troba entre els 20.000€ i 30.000€ anuals, un 5,08% entre 30.000€ i 40.000€ anuals, un 1,20% entre 40.000€ i 50.000€ anuals, i, finalment, tenim un 1,36% de les llars amb 1 adult que viu sol que cobra més de 50.000€ anuals.

Taula 4.2: Distribució de les llars (%) per trams d'ingressos (€) segons el tipus de llar

ESPANYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0 a 10.000	35,40	7,73	5,17	27,87	8,96	7,40	9,55
10.000 a 20.000	41,24	33,35	20,64	38,80	22,55	20,13	24,71
20.000 a 30.000	15,69	28,46	25,72	22,68	26,64	22,99	27,27
30.000 a 40.000	5,08	15,33	20,47	6,83	19,92	19,62	17,50
40.000 a 50.000	1,20	6,55	12,04	3,55	10,58	12,97	8,06
>50.000	1,36	8,17	15,95	0,27	11,35	16,88	12,91
CATALUNYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0 a 10.000	23,28	4,65	4,72	18,49	8,25	3,69	5,51
10.000 a 20.000	46,37	26,66	9,57	26,50	19,56	14,52	21,74
20.000 a 30.000	21,56	30,34	23,60	26,15	23,17	15,99	23,78
30.000 a 40.000	3,99	18,22	22,90	15,58	21,72	21,38	21,45
40.000 a 50.000	1,22	9,42	18,39	12,24	15,04	16,30	11,29
>50.000	3,59	10,72	20,82	1,05	12,26	28,12	16,22

Si analitzem els mateixos números per a Catalunya, podem observar que els percentatges per a les llars on viu només un adult, són menors en el tram inferior i més alts en els altres trams, mostrant clarament que les rendes són superiors a Catalunya que a la mitjana d'Espanya. Per exemple, tenim només un 23,28% de les llars amb

aquesta composició familiar que tenen una renda anual menor a 10.000€ i, en l'altre extrem, tenim un 3,59% de les llars amb un adult que viu sol amb rendes superiors a els 50.000€.

Quan observem tipus de llars amb més membres adults, la probabilitat que hi hagi més membres que treballin o cobrin rendes augmenta i, per tant, els ingressos disponibles totals de la llar augmenten, la qual cosa es reflecteix en els percentatges que tenim per a cada tram de renda. Per exemple, en el cas de tres adults que viuen junts i sense nens, només el 5,17% tenen rendes inferiors a 10.000€, anuals i el percentatge de llars amb rendes superiors als 50.000€ anuals arriba al 15,95% de les llars. Per a Catalunya disminueix el percentatge amb rendes inferiors a 10.000€ anuals al 4,72%, i puja al 20,82% de les llars el percentatge de llars amb 3 membres adults i sense nens amb rendes superiors als 50.000€ anuals.

El nombre de nens no influeix en la renda disponible de la llar ja que hem considerat nens menors de 14 anys i que, per tant, no poden treballar. Però el fet de tenir nens i, per tant, més membres pot dependre dels ingressos de la llar, atès que incrementen els costos de manteniment de la llar. Això es veu quan comparem les distribucions de les llars per trams de renda per a llars amb una parella d'adults. Clarament la mitjana dels ingressos augmenta amb el nombre de fills⁶¹.

En canvi, la presència de menors en la llar i, en general, la composició (nombre de membres i estructura) sí que canviarà la percepció de quants són els diners necessaris per arribar a final de mes. Per tant, també afectarà al fet que les llars tinguin les necessitats bàsiques cobertes o no. A la Taula 4.3 es presenta una anàlisi de les mitjanes per tram d'ingressos i composició familiar d'una variable que apareix en la ECV, i que fa referència als ingressos mínims que necessita la llar per arribar a final de mes. El primer element a destacar és que aquests ingressos mínims per arribar a final de mes no són homogenis per a cada composició familiar, sinó que s'adapten als

⁶¹ Evidentment, hi han d'altres factors que influeixen en el nombre de fills de la família i que poden ser aproximats per altres variables, com el nivell educatiu o la zona de residència, amb efectes que poden anar en la direcció contrària. Aquest seria el cas de l'educació, tot i tenir una correlació positiva amb els ingressos, però això, no faria més que amplificar l'efecte comentat. Per tant, les distribucions de la Taula 4.1 són inequívokes, en aquest sentit, respecte a la relació entre el nombre de nens i els ingressos de la llar.

ingressos reals que té la llar. Com més alta sigui la renda disponible, més alts seran els ingressos declarats com a necessaris per arribar a final de mes. Per exemple, una llar amb un adult que viu sol declara que l'ingrés mínim per arribar a final de mes és de 1.007€, si la seva renda disponible anual és menor a 10.000€, mentre que una llar amb un sol adult amb renda anual superior als 50.000€ declara de mitjana que l'ingrés mínim per arribar a final de mes és de 2.089€ mensuals. Aquest resultat mostra el grau de subjectivitat d'aquesta variable i com els nostres ingressos mínims s'adaptin ràpidament als patrons i hàbits de consum. Quan tenim més ingressos consumim més, s'adquireixen més compromisos "fixos" i, per tant, es necessiten més diners per arribar a final de mes. Conseqüentment, aquesta variable no podria ser utilitzada com a estimació del salari adequat o digne, atès que està fortament correlacionada amb els ingressos que efectivament té la llar.

Taula 4.3: Ingressos mínims per arribar a final de mes (€) segon el tipus de llar

ESPANYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0 a 10.000	1.007	1.330	1.508	1.155	1.414	1.493	1.499
10.000 a 20.000	1.217	1.401	1.571	1.460	1.696	1.741	1.700
20.000 a 30.000	1.581	1.650	1.805	1.772	1.967	2.111	2.033
30.000 a 40.000	1.759	1.894	1.987	1.980	2.225	2.395	2.339
40.000 a 50.000	2.149	2.112	2.166	1.858	2.349	2.503	2.607
>50.000	2.089	2.363	2.516	4.000	2.560	2.795	2.847
CATALUNYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0 a 10.000	1.220	1.649	1.718	1.732	1.621	1.688	1.580
10.000 a 20.000	1.367	1.609	1.713	1.664	1.880	1.730	1.888
20.000 a 30.000	1.690	1.849	2.218	1.902	2.188	2.349	2.509
30.000 a 40.000	2.032	2.166	2.184	2.114	2.626	2.522	2.646
40.000 a 50.000	1.973	2.475	2.452	1.947	2.691	2.941	2.729
>50.000	1.950	2.489	2.795	4.000	2.786	3.331	2.961

Un segon element a destacar és que aquests ingressos mínims per arribar a final de mes, com és lògic, augmenten a mesura que augmenta el nombre de membres a la

llar, tant siguin adults com nens, i tant sigui en els trams alts com baixos d'ingressos. Per exemple, una llar amb una persona que viu sola necessita com a ingrés mínim per arribar a final de mes 1.007€, si la seva renda anual disponible és menor a 10.000€. En canvi, per al mateix tram d'Ingressos, els ingressos necessaris per arribar a final de mes augmenten a 1.330€ si són dos adults en lloc d'un sol adult. A l'altre extrem, per a les llars amb més de 50.000€ anuals, un adult sol necessita per arribar a final de mes un ingrés mínim de 2.089€, mentre que si són dos adults l'ingrés mínim mensual és de 2.363€.

Un tercer element que s'observa a la Taula 4.3 és que els ingressos mínims per arribar a final de mes són, en general, més alts, per a tots els trams i composicions familiars, a Catalunya que a Espanya. Per exemple, un adult que viu sol, si la seva renda és menor a 10.000€, declara que l'ingrés mínim mensual que necessita per viure és 1.007€ a Espanya mentre que aquest mateix tipus de llar declara 1.220€ a Catalunya, reflectint que encara que les rendes siguin més altes a Catalunya, com es veia a la Taula 4.2, el cost de vida és també més alt.

A la Taula 4.4 presentem el percentatge de llars, segon el nivell de renda i la composició familiar, que tenen dificultats per arribar a final de mes. Per construir aquesta variable, com ja hem comentat anteriorment, utilitzem una variable que apareix a la base de dades de la ECV i que consisteix a preguntar a les llars la capacitat que tenen per arribar a final de mes. Per a aquesta pregunta les famílies tenen 6 opcions de resposta, les quals s'han agrupat en dos blocs, segons la resposta expressi un grau de dificultat (amb molta dificultat, amb dificultat o amb certa dificultat), o un grau de facilitat (amb certa facilitat, amb facilitat, amb molta facilitat).

Com es pot observar a la Taula 4.4, a mateix tram de renda, com més persones visquin a la llar, més alta serà la probabilitat de tenir dificultats per arribar a final de mes. Per exemple, entre les llars amb una renda disponible menor a 10.000€ anuals, hi ha un 80,16% de les llars en els quals viu un adult sol que tenen dificultats per arribar a final de mes, però, si en comptes d'un adult sol, viuen dos adults i dos nens aquest percentatge puja al 94,71%.

Taula 4.4: Percentatge de llars que tenen dificultats per arribar a final de mes segons el tipus de llar i el tram d'ingressos (€)

ESPANYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0 a 10.000	80,16	82,38	94,60	95,10	92,24	94,71	94,97
10.000 a 20.000	62,79	75,91	85,84	81,69	84,56	84,82	86,83
20.000 a 30.000	37,61	55,87	76,12	63,86	71,01	69,51	79,45
30.000 a 40.000	25,80	38,78	60,00	52,00	56,40	55,09	70,43
40.000 a 50.000	21,35	27,25	47,76	38,46	37,59	34,74	47,68
>50.000	15,84	16,22	25,55	0,00	25,17	24,83	28,51
CATALUNYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0 a 10.000	84,15	74,49	97,10	88,56	93,71	100,00	100,00
10.000 a 20.000	62,98	81,69	89,58	100,00	86,61	93,53	90,42
20.000 a 30.000	38,30	71,31	82,80	69,91	73,85	76,47	85,62
30.000 a 40.000	15,53	46,81	68,66	84,53	54,75	67,31	78,63
40.000 a 50.000	30,99	33,08	67,56	46,05	27,77	49,24	57,18
>50.000	17,75	24,58	28,61	0,00	26,80	43,48	46,09

Com era d'esperar, a mesura que el mateix tipus de llar es troba en un tram de renda superior, el percentatge de llars que declaren que tenen algun grau de dificultat per arribar a final de mes va disminuint. Mentre que el 82,38% de les llars amb dos adults amb una renda és inferior als 10.000€ anuals declara tenir dificultats per arribar a final de mes, aquest percentatge cau al 16,22% de les llars de dos adults quan la renda mitjana disponible és superior als 50.000€.

L'evidència de la Taula 4.4 està en línia amb el contingut d'un recent informe de *Save the Children* (Sastre, 2015), on es conclou que les llars monoparentals tenen un risc de pobresa i exclusió molt alt. De fet, l'evidència presentada situa aquests tipus de llars amb els percentatges més elevats en quant a la dificultat per arribar a final de mes.

Un element que cal destacar és el grau de subjectivitat en la resposta, ja que el concepte de "tenir dificultats o certa dificultat" és molt relatiu i està en relació amb les aspiracions i el que desitgi gastar cada llar. Això fa que, fins i tot en les llars amb rendes

disponibles superiors als 50.000€ anuals, hi ha llars que declaren que tenen algun grau de dificultat, fins i tot quan es tracta d'una llar unipersonal.

Quan comparem els percentatges a Espanya i Catalunya trobem que la proporció de llars amb dificultats per arribar a final de mes, per a cada composició familiar i tram de renda, són superiors a Catalunya que a Espanya, reflectint el major cost de vida de Catalunya en relació a la mitjana d'Espanya, i com els mateixos diners rendeixen menys en aquesta comunitat autònoma.

A la Taula 4.5 analitzem el percentatge de llars que han tingut un retard en el pagament de la hipoteca o del lloguer en els últims 12 mesos. Una de les primeres despeses que afronta la llar és el pagament de l'habitatge, fet que es tradueix en què els percentatges d'aquesta variable siguin molt més baixos que els de llars que plantegen que tenen dificultats per arribar a final de mes, apart de la subjectivitat d'aquest últim indicador de privacions. El tenir un retard en el pagament de l'habitatge representa que una necessitat bàsica molt important no està resolta.

Per a llars amb rendes inferiors als 10.000€ anuals, només el 17,15% on viuen persones soles han tingut retards en el pagament d'habitatge en els últims 12 mesos. Si per al mateix tram de renda observem les llars amb 3 adults i sense nens, aquest percentatge puja a gairebé a un 50% de llars amb retard.

No obstant això, un cop superats els 30.000€ de renda anual disponible són molt poques les llars que han tingut retards en el pagament de l'habitatge. En algunes composicions familiars, fins i tot, no hi ha cap llar a la mostra que tingui un retard. Per rendes disponibles entre 30.000€ i 40.000€ anuals només el 0,76% de les llars amb un sol adult han tingut retards en el pagament de lloguer o hipoteca, el 2,28% de les llars on viuen dos adults, el 5,59% de les llars amb 3 adults i sense nens, el 0% de les llars amb un adult i un nen, el 3,41% de les llars amb 2 adults i 1 nen, el 5,22% de les llars amb 2 adults i 2 nens, i el 7,82% de les llars amb 3 adults i nens.

Taula 4.5: Percentatge de llars que tenen algun retard en el pagament de l'hipoteca o el lloguer per tipus de llar i tram d'ingressos (€)

ESPANYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0 a 10.000	17,15	25,45	39,64	31,75	27,39	20,80	47,27
10.000 a 20.000	8,00	14,37	23,82	15,50	17,69	24,93	31,60
20.000 a 30.000	2,79	6,82	13,43	4,69	6,67	12,90	15,24
30.000 a 40.000	0,76	2,28	5,59	0,00	3,41	5,22	7,82
40.000 a 50.000	0,00	2,59	2,96	0,00	2,37	2,07	6,17
>50.000	0,00	1,18	2,06	0,00	0,00	0,67	3,42
CATALUNYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0 a 10.000	20,78	32,30	41,71	29,83	37,31	17,47	65,77
10.000 a 20.000	12,81	11,28	24,30	38,68	20,72	23,84	47,31
20.000 a 30.000	4,44	7,12	12,49	0,00	7,05	19,39	7,66
30.000 a 40.000	0,00	3,55	8,66	0,00	0,00	4,75	6,17
40.000 a 50.000	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
>50.000	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Si comparem el que passa a Espanya amb el que passa a Catalunya en referència al retard en el pagament de l'habitatge, observem que per als trams d'ingressos més baixos hi ha percentatges més alts d'incompliment a Catalunya que a Espanya, això segurament és conseqüència de que el cost de la vida, en general, és més alt a Catalunya i, al mateix temps, els lloguers i preus de l'habitatge també. Això fa que, per exemple, per a rendes inferiors als 10.000 € anuals el percentatge de llars amb un sol adult que tenia retards a Espanya sigui d'un 17,15%, mentre que a Catalunya sigui d'un 20,78%.

Sense cap mena de dubte aquesta variable pot servir-nos per identificar les llars que realment experimenten dificultats, atès que és menys subjectiva i, d'altra banda a nivell cultural, el pagament de l'habitatge és segurament la primera despesa que les llars planifiquen i afronten.

A la Taula 4.6 analitzem les respostes a una altra pregunta també relacionada amb la privació o exclusió social que experimenta la llar. En concret, explorem el fet que la llar

hagi experimentat algun retard en el pagament de les factures d'electricitat, aigua, gas, etc. en els últims 12 mesos. Igual que el que hem vist que passava amb el retard en el pagament de l'habitatge, aquesta variable també indica un alt nivell de privació, ja que les llars intenten pagar tant l'habitatge com les factures de manera per tal de no tenir talls en els subministraments. Així mateix, igual que amb la variable de retard en el pagament de l'habitatge, es tracta d'una variable objectiva ja que la pregunta és molt clara i no dona lloc a valoracions subjectives, més enllà dels habituals errors de mesura. Els percentatges observats són fins i tot menors que els que teníem a la Taula 4.5, la qual cosa pot ser deguda al fet que l'import de les factures, en general, és menor que l'import de les hipoteques o lloguers o també al fet que la flexibilitat davant d'un retard en les factures sigui menor que la flexibilitat enfront del retard en el pagament d'habitatge. En aquest cas, per a rendes superiors als 20.000€ observem pocs casos de retard en el pagament de factures, indicant que, fins i tot amb rendes molt baixes, es fa front a aquest pagament. Per exemple, per a rendes disponibles anuals entre 20.000€ i 30.000€, només el 1,22% de les llars on viu un adult sol ha incorregut en retards en el pagament de factures, el 2,61% en el cas de llars on viuen 2 adults, el 6,76% de les llars amb 3 adults, el 2,41% de les llars amb 1 adult i un nen, el 6,68% de les llars amb 2 adults i 1 nen, el 9,76% de les llars amb 2 adults i 2 nens, i el 11,86% de les llars amb 3 adults i nens.

Quan analitzem el que passa a Catalunya en comparació amb Espanya en el seu conjunt, observem el mateix patró que en el cas del retard en el pagament d'habitatge. Per als trams de renda més baixos, fins als 30.000€ anuals, els percentatges de retard en el pagament de factures són superiors a Catalunya, reflectint el major cost de vida a Catalunya. Però una vegada que ens movem als trams de renda superiors, més de 30.000€ anuals de renda disponible, observem que el percentatge de compliment en el pagament de factures és més gran a Catalunya que a la mitjana d'Espanya, tenint percentatges de retard propers a zero per a totes les composicions familiars. En qualsevol cas, en tots dos àmbits territorials els percentatges són molt poc rellevants.

Taula 4.6: Percentatge de llars que tenen algun retard en el pagament dels subministraments per tipus de llar i tram d'ingressos (€)

ESPANYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0 a 10.000	7,53	15,50	24,00	29,90	23,04	27,81	26,82
10.000 a 20.000	2,68	5,70	13,12	9,22	13,08	16,83	22,15
20.000 a 30.000	1,22	2,61	6,76	2,41	6,68	9,76	11,86
30.000 a 40.000	3,00	1,75	3,56	0,00	3,30	3,99	5,81
40.000 a 50.000	1,12	0,56	1,55	0,00	2,92	0,91	4,64
>50.000	0,80	0,45	1,05	0,00	0,68	0,93	3,31
CATALUNYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0 a 10.000	10,32	18,60	32,85	22,59	34,39	36,68	13,29
10.000 a 20.000	4,73	10,54	20,38	18,96	17,85	32,89	41,40
20.000 a 30.000	1,57	2,97	10,68	0,00	7,98	14,79	8,30
30.000 a 40.000	0,00	1,89	3,61	0,00	1,16	0,00	9,01
40.000 a 50.000	0,00	0,00	1,81	0,00	0,00	0,00	0,00
>50.000	0,00	0,00	1,19	0,00	0,00	0,00	0,00

A la Taula 4.7 es presenta el percentatge de llars per a les quals les despeses totals de l'habitatge (incloent el lloguer o hipoteca, les assegurances, electricitat, comunitat, etc.) representen una càrrega pesada, tant a Espanya com a Catalunya. Igual que succeïa a la Taula 4.4, amb les dificultats que experimenta la llar per arribar a final de mes, es tracta d'una variable subjectiva i pot no estar representant el mateix en totes les llars. Segurament moltes llars, amb ingressos alts i acostumades a consumir més béns, consideren que les despeses totals són una càrrega pesada. És per això que els percentatges que es detallen a la Taula 4.7 són bastant alts, fins i tot per a rendes disponibles anuals elevades.

Observant la Taula 4.7 veiem que, per a les rendes disponibles superiors als 50.000 € anuals, el 19,80% de les llars on viu un adult considera que aquestes despeses representen una càrrega pesada, el 23,31% de les llars on viuen dos adults també respon que les despeses són una càrrega pesada, el 29,56% de les llars amb tres adults, el 30,61% de les llars amb dos adults i un nen, el 30,39% de les llars amb dos adults i

dos nens i el 36,78% de les llars amb tres adults i nens. D'altra banda, cap llar amb adult i un nen considera també a aquestes despeses una càrrega pesada.

Taula 4.7: Percentatge de llars per les quals les despeses totals de l'habitatge representen una càrrega pesada segons tipus de llar i tram d'ingressos (€)

ESPANYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0 a 10.000	63,63	70,24	80,58	73,53	83,19	82,54	86,03
10.000 a 20.000	51,54	62,17	73,31	64,08	71,58	73,93	76,89
20.000 a 30.000	37,90	48,69	64,54	61,45	62,90	63,20	66,54
30.000 a 40.000	28,09	36,43	52,73	60,00	50,39	49,50	60,55
40.000 a 50.000	26,74	31,46	47,45	38,46	36,50	39,88	45,03
>50.000	19,80	23,31	29,56	0,00	30,61	30,39	36,78
CATALUNYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0 a 10.000	76,39	69,55	89,20	65,22	93,91	100,00	95,14
10.000 a 20.000	58,74	74,66	87,02	67,04	86,24	84,06	82,59
20.000 a 30.000	40,40	62,88	75,58	74,05	68,68	83,24	74,67
30.000 a 40.000	12,08	49,52	65,24	50,36	54,43	62,20	80,69
40.000 a 50.000	12,43	37,93	65,20	46,05	27,19	45,69	44,35
>50.000	22,13	27,91	28,36	0,00	26,20	40,53	36,40

Quan examinem el que passa Catalunya en comparació amb Espanya, novament advertim que els percentatges de llars que consideren que les despeses totals de l'habitatge simbolitzen una càrrega pesada són, en general, més alts a Catalunya que a Espanya. Aquest fet és coherent amb la idea que la mateixa renda permet pagar menys coses a Catalunya que a la resta d'Espanya, com a conseqüència del diferent cost de la vida.

4. Model economètric i nou enfocament

El punt de partida del nou enfocament per determinar els ingressos “adequats” o “dignes” és un model on la variable depenent és el fet de tenir una determinada necessitat coberta (variable dicotòmica 1-0)⁶², i les variables explicatives la composició familiar i la renda disponible de la unitat familiar. Estimarem aquest primer model, tant amb la renda disponible total com amb la renda disponible sense les despeses d’habitatge, i capturarem la composició de la llar amb variables fictícies associades a cadascun dels valors de la variable nombre d’adults i de la corresponent al nombre de nens en cada llar⁶³. En aquest cas s’ha fet ús d’una especificació basada en el model de regressió, que és el que es coneix a la literatura com el model de probabilitat lineal. Malgrat les limitacions el model, té l’atractiu de la senzilla interpretació dels coeficients, apart de que, llevat de casos molt extrems, els resultats van en la mateixa línia que la d’altres models alternatius⁶⁴.

El nou enfocament que es proposa està basat en associar per a cada composició de la llar, la renda disponible que correspondria a una determinada probabilitat de tenir una privació concreta. En aquest sentit, es consideren dues maneres alternatives de plantejar aquesta associació. En la primera versió (Versió 1), un cop realitzada l’estimació del corresponent model de probabilitat lineal, es fa una predicció de la probabilitat de tenir la privació que s’analitzi per a cada observació en la mostra, tenint en compte la seva corresponent composició de la llar. Un cop fetes aquestes prediccions, les observacions s’agrupen en cinc blocs en funció de si la probabilitat està en un dels cinc intervals definits en trams de dues en dues dècimes. Finalment, per a cada interval i cada tipus de llar es calcula la mitjana de la renda disponible de les

⁶² Cal destacar que les variables originals tenen una informació més detallada en funció de la intensitat amb la que es dona la privació, no únicament sí o no. L’ús d’aquesta informació comportaria utilitzar models d’elecció discreta ordenats.

⁶³ Aquesta especificació amb variables fictícies és en certa manera una forma no paramètrica de captar l’efecte del nombre d’adults (o de nens) sobre la probabilitat de tenir una determinada privació, òbviament menys restrictiva que haver utilitzat les variables original del nombre d’adults i de nens que suposarien que l’efecte d’un adult (o nen) addicional és el mateix sigui quin sigui el nombre d’adults (de nens) de partida.

⁶⁴ És ben coneguda la principal limitació d’aquest model en el sentit que les probabilitats ajustades podrien estar per a alguna observació fora del interval 0-1, fet que ha comportat que habitualment s’utilitzin altres models d’elecció discreta com el Probit o el Logit, malgrat que en aquests casos la interpretació quantitativa dels coeficients no es tan immediata, en termes dels efectes de les variables explicatives sobre la probabilitat ajustada de cadascuna de les dues alternatives.

observacions corresponents, que és un valor representatiu de la renda associada a l'interval considerat. Per tant, es pot "conèixer" quina seria la renda "adequada", o "digne", com la renda disponible associada a la probabilitat de tenir una determinada privació que es consideri el llindar entre risc i no risc de pobresa. Cal destacar que l'aparent limitació que suposa que no es tracti d'un plantejament determinista és, per contra, un avantatge, atès que, en certa manera, estem tenint en compte que composició de la llar i renda no són els únics factors que afecten el fet de tenir o no una privació, i bona part d'aquests factors són inobservables per a l'investigador, atès que no acostumen a formar part de la informació de les enquestes de condicions de vida.

La segona versió (Versió 2) de la nova proposta està basada també en l'estimació del model de probabilitat lineal abans esmentat, però la manera d'associar renda disponible i probabilitat de tenir una privació va just en la direcció oposada a la de l'enfocament anterior. Ara l'exercici consisteix en calcular, a partir del corresponent model estimat, quina és la renda disponible que faria que la probabilitat ajustada fos exactament el valor d'una de les nou dècimes (0,1 a 0,9) que podem definir en l'interval 0-1. De nou, l'atractiu és que la renda "adequada" o "digne" es modula en funció de quina és la probabilitat que determina el llindar entre risc i no risc de pobresa.

Es important veure que la diferència entre el model 1 i el model 2 és que, en el primer cas, la renda utilitzada per determinar la probabilitat predita és la renda mitjana real de les famílies, mentre que en el segon model les probabilitats utilitzades són les reals (les que volem fixar dècima a dècima) i la renda disponible associada es calcula a partir del model economètric estimat.

Les diferents estimacions del model economètric segons la privació analitzada, el tipus de renda disponible utilitzada, i segons faci referència a Espanya o a Catalunya es troben a la Taula 4.A1 de l'annex d'aquest capítol. Els resultats no difereixen de manera substancial segons quina sigui la definició de la renda disponible utilitzada, apreciand-se algunes diferències (no de signe) entre els resultats per a Espanya i per a Catalunya. Entre els resultats cal remarcar l'efecte negatiu de la variable renda

disponible sobre la probabilitat de tenir una determinada privació, sigui quina sigui entre les analitzades. Els coeficients de les diferents variables són, en general, menors en valor absolut per als models explicatius de la probabilitat de tenir retard en el pagament de factures, com a conseqüència de la menor proporció de llars que tenen aquesta privació en front a la de tenir dificultats per arribar a final de mes⁶⁵. Així mateix, es pot rebutjar la hipòtesi nul·la de que l'efecte d'un membre addicional, sigui adult o nen, és el mateix sigui quina sigui la composició de partida de la llar. Finalment, cal destacar que tots els coeficients de totes les variables explicatives són estadísticament diferents de zero per a un nivell de significació del 1%.

⁶⁵ Aquest fet queda palès, en particular, en la diferència entre els termes constants dels models segons quina sigui la privació analitzada.

5. Principals resultats i càlcul de la renda “digna”: versió 1

La Taula 4.8 mostra la renda mitjana de llars, amb composicions familiars distintes, que corresponen a diferents valors de la probabilitat de tenir dificultats per arribar a finals de mes a Espanya i a Catalunya, obtingudes a partir de la primera versió de l'enfocament basat en l'ajust de la probabilitat de tenir una determinada privació. Com es pot observar, en les llars en les que només hi ha un adult, (tant si no hi ha nens o n'hi ha un) la renda mitjana associada a cada interval de probabilitat de tenir dificultats per arribar a finals de mes és, sistemàticament, més alta per al cas d'Espanya que per al cas de Catalunya. Per tant, les llars on només hi ha una persona adulta tenen probabilitats més altes de tenir dificultats per arribar a finals de mes a Espanya que a Catalunya, per a un valor fixat de la renda disponible. O el que és el mateix, per a les llars on només hi ha una persona adulta i que tenen una probabilitat de tenir dificultats per arribar a final de mes entre 0,2 i 0,4, a Espanya tenen una renda mitjana de 46.473€, si no tenen fills, mentre que a Catalunya tenen una renda mitjana de 42.924€. En les llars d'una persona adulta amb un fill, la renda mitjana associada a la probabilitat de 0,2 i 0,4 a Espanya és de 49.102€ i a Catalunya de 46.302€.

Per a la resta de composicions familiars la renda mitjana per a un mateix interval de probabilitats de tenir dificultats per arribar a final de mes és pràcticament sempre més alta per al cas de Catalunya que per al cas d'Espanya. Per exemple, en les llars amb dues persones adultes i dos nens, les llars que tenen una probabilitat de tenir dificultats per arribar a finals de mes entre 0,2 i 0,4, la renda mitjana per al conjunt d'Espanya és de 62.190€, mentre que per al cas de Catalunya és de 67.389€. És a dir, en composicions familiars formades per dos adults i dos nens, llars amb rendes més altes a Catalunya tenen la mateixa probabilitat de tenir dificultats per arribar a finals de mes que llars amb rendes lleugerament més baixes a la resta d'Espanya.

Taula 4.8: Mitjanes de la renda disponible (€) associades a cada interval de la probabilitat de tenir dificultats per arribar a fi de mes per tipus de llar

ESPANYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0,0 – 0,2	66.710	73.388	86.646	-	81.148	83.141	96.816
0,2 – 0,4	46.473	52.410	65.009	49.102	60.166	62.190	74.980
0,4 – 0,6	24.958	31.252	45.017	30.619	40.918	42.678	54.573
0,6 – 0,8	10.078	15.573	26.024	15.670	22.412	23.583	33.592
0,8 – 1,0	-	908	10.870	3.880	7.198	8.479	16.928
CATALUNYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0,0 – 0,2	66.189	87.107	98.711	-	93.485	97.284	107.874
0,2 – 0,4	42.924	54.408	68.506	46.302	58.876	67.389	75.812
0,4 – 0,6	22.532	36.510	51.711	29.449	43.418	52.662	58.783
0,6 – 0,8	10.895	20.584	35.124	14.121	26.632	35.015	41.486
0,8 – 1,0	-	6.526	17.615	3.488	10.806	16.448	21.061

A mesura que augmenta la probabilitat de tenir dificultats per arribar a finals de mes, disminueixen les rendes mitjanes de les llars, tant a Espanya com a Catalunya. Per exemple, per a una llar amb dos adults i dos nens però amb una probabilitat de tenir dificultats per arribar a final de mes entre 0,4 i 0,6 veiem en la Taula 4.8 que la renda mitjana a Espanya és de 42.678€, mentre que la renda mitjana a Catalunya és de 52.662€, és a dir, un 23% més elevada a Catalunya que a la resta d'Espanya.

Finalment, cal destacar que les llars amb les probabilitats més altes de tenir dificultats per arribar a final de mes tenen rendes mitjanes molt més baixes. Això es degut al fet que moltes d'aquestes llars no tenen ingressos i, per tant, la seva renda és zero, apart que pugui ser reduït el nombre d'observacions en aquest interval associat a les probabilitats més altes. Aquests zeros fan baixar la renda mitjana d'aquest grup de famílies. Per exemple, en les llars amb dos adults i dos nens, veiem que, per al cas d'Espanya, les llars amb una probabilitat de tenir dificultats per arribar a finals de mes de 0,8-1,0 tenen una renda mitjana de 8.479€. A Catalunya, les llars amb la mateixa composició familiar i que tenen una probabilitat molt alta de tenir dificultats per

arribar a finals de mes (0,8-1,0) tenen una renda mitjana de 16.448€. Cal tractar amb certa cautela aquests valors de la renda disponible estimats per a l'interval de probabilitat més alt. Probablement, l'interval immediatament anterior (0,6-0,8) sigui una bona elecció per establir el llindar entre risc i no risc de pobresa.

Cal destacar, també, la certa similitud entre els valors estimats per a llars de tres adults i llars de dos adults i dos nens, fet que es podria interpretar en el sentit que el factor associat a un nen addicional és la meitat, aproximadament, que el d'un adult, en línia amb els valors d'algunes de les d'equivalència habitualment utilitzades.

A la Taula 4.9 es mostra la mateixa informació que en la taula anterior, però per a una privació diferent: la de tenir retards en el pagament de factures. S'ha escollit aquesta privació, atès que és la que sembla que tingui una incidència major després de la de dificultats per arribar a final de mes. De totes maneres, només hi ha observacions per realitzar les estimacions per al primer nivell de probabilitats, entre 0,0 i 0,2 per al cas de totes les composicions familiars, i entre 0,2 i 0,4 per al cas de famílies amb tres adults amb nens.

Taula 4.9: Mitjanes de la renda disponible (€) associades a cada interval de la probabilitat de tenir retard en el pagament de factures per tipus de llar

ESPANYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0,0 – 0,2	13.080	20.620	28.416	16.364	26.639	30.134	28.399
0,2 – 0,4	-	-	-	-	-	-	10.979
0,4 – 0,6	-	-	-	-	-	-	-
0,6 – 0,8	-	-	-	-	-	-	-
0,8 – 1,0	-	-	-	-	-	-	-
CATALUNYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0,0 – 0,2	14.787	24.002	33.386	21.980	29.847	36.403	35.077
0,2 – 0,4	-	-	-	-	-	-	9.826
0,4 – 0,6	-	-	-	-	-	-	-
0,6 – 0,8	-	-	-	-	-	-	-
0,8 – 1,0	-	-	-	-	-	-	-

Veiem que en aquest cas, tots els valors de rendes mitjanes són més alts en el cas d'Espanya que en el de Catalunya. Per exemple, en les llars amb només dos adults, quan fixem el valor de la probabilitat de tenir un retard en el pagament de les factures entre 0,0 i 0,2, veiem que la renda mitjana a Espanya és de 20.620€ i a Catalunya és de 24002€. Per tant, de nou, les famílies a Catalunya necessiten més diners per evitar retardar-se en el pagament de les factures, la qual cosa podria explicar-se per les diferències en cost de la vida entre Catalunya i la resta d'Espanya.

En la Taula 4.10 hem calculat el mateix que en la Taula 4.8, però utilitzant com a variable de renda una versió on descomptem les despeses d'habitatge (despeses en lloguer o hipoteca).

Taula 4.10: Mitjanes de la renda disponible (descomptant les despeses d'habitatge) (€) associades a cada interval de la probabilitat de tenir dificultats per arribar a fi de mes per tipus de llar

ESPANYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0,0 – 0,2	57.329	64.725	78.524	-	71.885	72.388	87.883
0,2 – 0,4	33.843	41.626	54.137	41.296	47.736	48.852	60.421
0,4 – 0,6	20.733	27.994	40.435	27.814	34.350	35.716	47.380
0,6 – 0,8	9.369	15.429	26.690	13.263	20.556	21.659	32.073
0,8 – 1,0	-	3.205	12.380	2.885	7.007	8.006	14.658
CATALUNYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0,0 – 0,2	58.610	78.191	92.965	-	84.968	84.160	94.168
0,2 – 0,4	35.778	49.692	63.951	39.705	53.283	61.518	67.038
0,4 – 0,6	19.918	33.587	48.568	24.912	38.527	45.605	53.093
0,6 – 0,8	9.085	18.959	33.469	11.478	22.586	30.383	38.242
0,8 – 1,0	-	5.397	15.815	217	7.158	11.321	17.663

En general, tal i com era d'esperar, podem observar que la renda mitjana, per a cada composició familiar i per a cada nivell de probabilitat, és menor quan utilitzem la renda sense les despeses d'habitatge que quan utilitzem la variable que inclou aquestes despeses. Com es pot veure, si considerem el cas de les famílies amb només un adult podem comprovar que, per a una probabilitat de 0,0-0,2 de tenir dificultats per arribar

a final de mes, la renda mitjana a les llars a Espanya és un 16% més alta quan utilitzem la renda amb despeses d'habitatge. A Catalunya, la renda mitjana és un 13% més alta quan utilitzem la renda amb despeses d'habitatge.

Cal destacar que la similitud entre les mitjanes de les rendes disponibles entre llars amb tres adults i amb dos adults i dos nens, que abans havíem apuntat, ara ja no es dona, com a conseqüència de l'efecte més gran que el fet d'excloure les despeses d'habitatge té per a les llars amb dos adults i dos nens que són, en general, llars més joves amb menor presència de règim de propietat de l'habitatge i, cas de donar-se, amb pagaments per hipoteques més alts, habitualment, que en el cas de les llars amb tres adults.

En la Taula 4.11 es mostren els valors de la renda mitjana. sense despeses d'habitatge. per a cada composició de la llar i interval de probabilitats de retardar-se en el pagament de factures. De nou, veiem que les rendes mitjanes per tenir una certa probabilitat de retardar-se en el pagament de les factures és menor quan descomptem les despeses d'habitatge que quan les incloem en el model.

Taula 4.11: Mitjanes de la renda disponible (descomptant les despeses d'habitatge) (€) associades a cada interval de la probabilitat de tenir retard en el pagament de factures per tipus de llar

ESPANYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0,0 – 0,2	11.991	19.147	25.731	12.126	22.299	26.141	28.261
0,2 – 0,4	-	-	3.764	-	1.774	4.932	10.236
0,4 – 0,6	-	-	-	-	-	-	2.307
0,6 – 0,8	-	-	-	-	-	-	-
0,8 – 1,0	-	-	-	-	-	-	-
CATALUNYA							
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. N.
0,0 – 0,2	12.921	21.634	30.473	14.455	25.599	29.132	31.404
0,2 – 0,4	-	867	7.690	-	3.878	6.878	12.712
0,4 – 0,6	-	-	351	-	-	111	4.985
0,6 – 0,8	-	-	-	-	-	-	-
0,8 – 1,0							

De la comparativa dels resultats per ambdues privacions, dificultats d'arribar a final de mes i retards en el pagament de les factures, i per a qualsevol de les dues definicions de renda disponible utilitzades, podem destacar que les rendes disponibles segueixen patrons qualitativament similars, segons la tipologia de les llars, quan comparem l'interval 0,6-0,8 de la privació "dificultats per arribar a final de mes" i l'interval 0,0-0,2 de la privació "retard en el pagament de factures". De fet, les diferències que s'observen segueixen un cert patró: les rendes quan són baixes (llars amb un adult sense nens, un adult amb dos nens o dos adults), són més altes en la segona de les privacions esmentades, mentre que per a les tipologies amb rendes disponibles més altes és just el contrari.

6. Principals resultats i càlcul de la renda “digna”: versió 2

En aquesta segona versió el que fem és que, per a cada probabilitat prefixada dècima a dècima, estímem la renda disponible que, d’acord amb el model economètric, fa que la probabilitat ajustada per a un tipologia concreta de llar sigui la prefixada. Això, igual que en l’apartat anterior, ho fem per a diverses composicions familiars i tant per al cas d’Espanya com per a Catalunya.

A la Taula 4.12 es presenta la renda estimada per a cada composició familiar i per a cada nivell de probabilitat de tenir dificultats per arribar a final de mes.

Taula 4.12: Renda disponible ajustada (€) per a cada probabilitat de tenir dificultats per arribar a finals de mes segons tipus de llar

ESPANYA								
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. 1n.	3a. N.
0,1	69.683	75.016	88.184	78.697	84.030	85.405	97.198	98.573
0,2	59.371	64.704	77.872	68.385	73.718	75.093	86.886	88.261
0,3	49.059	54.392	67.560	58.073	63.406	64.781	76.574	77.949
0,4	38.747	44.080	57.248	47.761	53.094	54.469	66.262	67.637
0,5	28.435	33.769	46.936	37.449	42.783	44.158	55.950	57.325
0,6	18.123	23.457	36.624	27.137	32.471	33.846	45.638	47.013
0,7	7.811	13.145	26.312	16.825	22.159	23.534	35.326	36.701
0,8	0	2.832	16.000	6.513	11.846	13.221	25.014	26.389
0,9	0	0	5.688	0	1.534	2.909	14.702	16.077
CATALUNYA								
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. 1n.	3a. N.
0.1	73.166	85.772	100.527	79.765	92.371	99.553	107.125	114.307
0.2	62.071	74.677	89.431	68.669	81.275	88.457	96.030	103.212
0.3	50.975	63.581	78.336	57.573	70.180	77.362	84.934	92.116
0.4	39.879	52.486	67.240	46.478	59.084	66.266	73.839	81.021
0.5	28.784	41.390	56.145	35.382	47.989	55.171	62.743	69.925
0.6	17.688	30.295	45.049	24.287	36.893	44.075	51.647	58.830
0.7	6.593	19.199	33.953	13.191	25.797	32.980	40.552	47.734
0.8	0	8.103	22.858	2.096	14.702	21.884	29.456	36.638
0.9	0	0	11.762	0	3.606	10.788	18.361	25.543

Com podem comprovar, igual que en la versió 1, veiem que la renda estimada associada a cada nivell de probabilitat de tenir dificultats per arribar a finals de mes és pràcticament sempre superior a Catalunya que a Espanya. Per exemple, en famílies amb dos adults i dos nens, les llars espanyoles amb una renda de 85.405€ tenen una probabilitat de 0,1 de tenir dificultats per arribar a finals de mes. Aquesta renda s'eleva a 99.552€ en el cas de les llars amb la mateixa composició a Catalunya. Per tant, donada una probabilitat de tenir dificultats per arribar a final de mes, les llars catalanes necessiten una renda més alta que les llars espanyoles. Evidentment, a mesura que augmenta la probabilitat de tenir dificultats per arribar a finals de mes, la renda estimada de les famílies disminueix. Es a dir, les llars que tenen més dificultats són les que tenen una renda mitjana més baixa. Per a probabilitats molt altes de tenir dificultats per arribar a finals de mes, la renda estimada és zero. És a dir, les llars que tenen més dificultats per arribar a finals de mes no disposen de cap renda familiar.

Cal destacar que, atès que el model economètric és un model lineal, l'augment d'una dècima de la probabilitat de tenir una privació concreta és tradueix en la mateixa reducció en la renda disponible ajustada, sigui quina sigui la definició de la mateixa. De fet, la reducció que es produeix, que a la Taula 4.12 és de 10.312 € en el cas d'Espanya i de 11.106 € en el cas de Catalunya, és el valor pel qual s'ha de multiplicar el coeficient de la renda en el model de probabilitat lineal corresponent, per tal d'obtenir el valor 0,1 (la diferència entre dues probabilitats prefixades consecutives).

A la Taula 4.13 veiem els resultats del mateix model, però per a l'altre tipus de privació considerat, la de retardar-se en el pagament de les factures. Veiem que, en aquest cas, les rendes estimades són molt més baixes que en el cas de la dificultat per arribar a finals de mes per tenir una probabilitat de 0,1 de patir un retard en el pagament de les factures. Per tant, la majoria de llars tant a Espanya com a Catalunya té aquesta necessitat coberta i, per exemple, en llars de dos adults i dos nens, les famílies que disposen d'un renda de 32.938€ a Espanya tenen una probabilitat de 0,1 de retardar-se en el pagament de les factures. A Catalunya, les famílies amb rendes superiors, de 37.860€, també tenen una probabilitat de 0,1 de tenir un retard en el pagament de les factures.

Taula 4.13: Renda disponible ajustada (€) per a cada probabilitat de tenir retard en el pagament de les factures segons tipus de llar

ESPANYA								
P	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. 1n.	3a. N.
0,1	0	1.084	19.974	12.443	21.070	32.938	39.960	51.829
0,2	0	0	0	0	0	0	0	97.953
0,3	0	0	0	0	0	0	0	0
0,4	0	0	0	0	0	0	0	0
0,5	0	0	0	0	0	0	0	0
0,6	0	0	0	0	0	0	0	0
0,7	0	0	0	0	0	0	0	0
0,8	0	0	0	0	0	0	0	0
0,9	0	0	0	0	0	0	0	0
CATALUNYA								
P	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. 1n.	3a. N.
0,1	0	12.170	30.740	14.448	28.029	37.861	46.599	56.430
0,2	0	0	0	0	0	360	9.098	18.930
0,3	0	0	0	0	0	0	0	0
0,4	0	0	0	0	0	0	0	0
0,5	0	0	0	0	0	0	0	0
0,6	0	0	0	0	0	0	0	0
0,7	0	0	0	0	0	0	0	0
0,8	0	0	0	0	0	0	0	0
0,9	0	0	0	0	0	0	0	0

Si fem el mateix exercici però utilitzant la renda sense les despeses d'habitatge, les conclusions són molt similars que en l'apartat anterior quan utilitzàvem la renda total. Evidentment, les rendes necessàries per arribar a finals de mes tant a Espanya com a Catalunya són menors quan utilitzem un concepte de renda que no inclou les despeses d'habitatge però, de manera similar als resultats de la versió 1, en aquest cas també veiem que la diferència utilitzant el concepte de renda total o el de renda sense despeses d'habitatge no és molt gran. Per exemple, com es pot veure a la Taula 4.14 per al cas d'Espanya, les llars de dos nens i dos adults que tenen una probabilitat de 0,1 de tenir dificultats per arribar a final de mes tenen una renda mitjana de 79.093€, quan la renda utilitzada no inclou les despeses d'habitatge, o una renda mitjana de

85.405€ quan la renda utilitzada sí que inclou les despeses d'habitatge (Taula 4.12). En el cas de Catalunya, per a la mateixa unitat familiar i la mateixa probabilitat trobem una renda de 90.984€ descomptant les despeses d'habitatge i per a la renda total trobem una mitjana de 99.552€.

Taula 4.14: Renda disponible ajustada (descomptant despeses d'habitatge) (€) per a cada probabilitat de tenir dificultats per arribar a finals de mes segons tipus de llar

ESPANYA								
P	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. 1n.	3a. N.
0,1	66.051	71.402	84.552	72.675	78.026	79.093	91.176	92.243
0,2	56.174	61.526	74.676	62.798	68.150	69.217	81.300	82.367
0,3	46.298	51.650	64.800	52.922	58.274	59.341	71.424	72.491
0,4	36.422	41.774	54.924	43.046	48.398	49.465	61.548	62.615
0,5	26.546	31.897	45.048	33.170	38.521	39.588	51.672	52.738
0,6	16.670	22.021	35.171	23.294	28.645	29.712	41.795	42.862
0,7	6.794	12.145	25.295	13.418	18.769	19.836	31.919	32.986
0,8	0	2.269	15.419	3.542	8.893	9.960	22.043	23.110
0,9	0	0	5.543	0	0	84	12.167	13.234
CATALUNYA								
P	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. 1n.	3a. N.
0,1	67.752	80.170	94.980	71.705	84.123	90.984	98.933	105.794
0,2	57.259	69.677	84.487	61.212	73.630	80.491	88.440	95.301
0,3	46.766	59.183	73.994	50.719	63.136	69.998	77.947	84.808
0,4	36.273	48.690	63.501	40.226	52.643	59.504	67.454	74.315
0,5	25.780	38.197	53.007	29.733	42.150	49.011	56.961	63.822
0,6	15.287	27.704	42.514	19.240	31.657	38.518	46.467	53.328
0,7	4.793	17.211	32.021	8.747	21.164	28.025	35.974	42.835
0,8	0	6.718	21.528	0	10.671	17.532	25.481	32.342
0,9	0	0	11.035	0	178	7.039	14.988	21.849

Es pot dir el mateix quan la privació material que analitzem no és el fet de tenir dificultats per arribar a finals de mes, sinó retardar-se en el pagament de factures. A la Taula 4.15 veiem que, per aquesta privació i per a cada unitat familiar i probabilitat, els valors de la renda són més grans quan utilitzem la renda total que quan utilitzem la renda sense despeses d'habitatge.

Taula 4.15: Renda disponible ajustada (descomptant despeses d'habitatge) per a cada probabilitat de tenir retard en el pagament de les factures segons tipus de llar

ESPANYA								
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. 1n.	3a. N.
0,1	0	1.417	19.611	9.296	17.917	28.806	36.111	47.000
0,2	0	0	0	0	0	0	0	8.060
0,3	0	0	0	0	0	0	0	0
0,4	0	0	0	0	0	0	0	0
0,5	0	0	0	0	0	0	0	0
0,6	0	0	0	0	0	0	0	0
0,7	0	0	0	0	0	0	0	0
0,8	0	0	0	0	0	0	0	0
0,9	0	0	0	0	0	0	0	0
CATALUNYA								
	1a. 0n.	2a. 0n.	3a. 0n.	1a. 1n.	2a. 1n.	2a. 2n.	3a. 1n.	3a. N.
0,1	0	10.864	29.071	9.948	23.312	32.636	41.519	50.843
0,2	0	0	0	0	0	0	6.612	15.936
0,3	0	0	0	0	0	0	0	0
0,4	0	0	0	0	0	0	0	0
0,5	0	0	0	0	0	0	0	0
0,6	0	0	0	0	0	0	0	0
0,7	0	0	0	0	0	0	0	0
0,8	0	0	0	0	0	0	0	0
0,9	0	0	0	0	0	0	0	0

Com ja hem vist en els resultats de la versió 1, la Taula 4.15 també reflecteix que hi han poques famílies tant a Espanya com a Catalunya que pateixin aquesta privació i, per tant, no podem estimar tots els valors de renda equivalents a probabilitats altes de retardar-se en el pagament de les factures. Pel que fa a la comparació entre Espanya i Catalunya, veiem que els resultats són molt similars als de la versió 1, i també als de la versió 2 utilitzant la renda disponible total. Per exemple, per al cas d'una unitat familiar amb dos nens i dos adults, les famílies que tenen una probabilitat de 0,1 de patir aquesta privació tenen una renda mitjana sense despeses d'habitatge de 28.806€ a Espanya i de 32.636€ a Catalunya. Així, veiem que famílies amb rendes més altes a

Catalunya tenen la mateixa probabilitat de retardar-se en el pagament de les factures que famílies amb rendes més baixes i amb la mateixa composició familiar, però que viuen a la resta d'Espanya.

7. Conclusions

En aquest capítol s'ha abordat una nova aproximació al càlcul de la renda "adequada" o "digna", a partir de l'estimació d'un model economètric que tracta d'explicar el fet que una llar tingui o no una determinada privació, a partir de la composició de la mateixa i de la seva renda disponible. Es tracta d'una aproximació complementària a d'altres proposades en la literatura, com poden ser la dels pressupostos familiars bàsics o les basades en la distribució de la renda (un determinat percentatge de la mediana de la renda disponible).

Una primera conclusió, que sorgeix tant de la part descriptiva com de l'estimació economètrica, és que els ingressos necessaris per satisfer les necessitats bàsiques i no tenir privacions importants són més elevats a Catalunya que a la resta d'Espanya. Això succeeix, tant si considerem la renda anual disponible com si considerem la renda sense despeses d'habitatge. Per tant, no és únicament un tema de la despesa en habitatge sinó que la resta del cost de vida també és més elevat a Catalunya.

Un altre element a destacar, analitzant les diferents privacions, és que és molt més gran el percentatge de llars que declara tenir privacions en mesures més genèriques o subjectives com pot ser "tenir dificultats per arribar a final de mes" o que "les despeses totals de la habitatge representin una càrrega pesada per a la llar", que en mesures més restringides o objectives, com poden ser el "retard en el pagament de la hipoteca o el lloguer" o el "retard en el pagament de factures". Això implica que, a l'hora de definir el llindar per fixar la renda bàsica de la llar, serà diferent per a cada privació. En privacions com la dificultat per arribar a final de mes segurament el llindar es podria fixar a l'entorn del 60-80%, en canvi en variables com el retard en factures o habitatge es fixarà a l'entorn del 10-20%.

Un altre element important de política econòmica és la idea que, darrere del concepte de ingressos "adequats" per satisfer les necessitats bàsiques, hi ha la idea que les autoritats proporcionin una única ajuda a la llar. En aquest cas, es compararia la renda de la llar amb el llindar que finalment es decideixi aplicar, i la corresponent administració podria oferir un únic ajut per la diferència. El fet de tenir diferents ajudes de manera simultània, com són les beques menjador, ajuts al lloguer, ajuts per pagar

l'IBI, etc., fa més difícil la comptabilització, l'aplicació i el control de les ajudes. Quan existeixen múltiples programes d'ajut, es pot donar el cas de llars que disposin d'informació detallada i compleixen els requisits tinguin accés a tots els ajuts, mentre que les llars que no tenen aquesta informació o que estan molt a prop del llindar, però lleugerament per sobre d'aquest, no rebin cap ajuda. És molt més difícil que les llars s'assabentin, i entenguin els criteris, quan és necessari demanar múltiples ajudes que quan hi ha una única ajuda, amb criteris simples i fàcils d'entendre i que es puguin anunciar de manera clara.

Finalment, en el cas de la privació associada a les dificultats per arribar a final de mes, es poden identificar patrons raonables entre les rendes disponibles dels diferents tipus de llars per a una probabilitat de tenir aquest tipus de privació entre 0,6 i 0,8. Aquest podria ser el llindar a utilitzar per determinar els ingressos "adequats" o "dignes".

Annex

Taula 4.A1: Estimacions dels models d'elecció discreta de les privacions

	Dificultats per arribar a final de mes		Retard en el pagament de factures	
	<i>Total</i>	<i>Sense habitatge</i>	<i>Total</i>	<i>Sense habitatge</i>
ESPANYA				
Renda disponible (000€)	-0,0097	-0,0101	-0,0024	-0,0026
Nombre d'adults (Ref.: 1)				
2	0,0517	0,0542	0,0205	0,0221
3	0,1794	0,1873	0,0655	0,0689
4	0,2746	0,2818	0,0950	0,0988
5	0,3584	0,3663	0,1255	0,1296
6	0,4312	0,4400	0,1611	0,1658
7	0,4773	0,4669	0,3319	0,3321
Nombre de nens (Ref.: 0)				
1	0,0874	0,0671	0,0475	0,0424
2	0,1007	0,0779	0,0758	0,0703
3	0,1671	0,1407	0,1223	0,1161
4	0,2955	0,2630	0,3187	0,3107
Constant	0,7757	0,7688	0,0821	0,0815
CATALUNYA				
Renda disponible (000€)	-0,0090	-0,0095	-0,0027	-0,0029
Nombre d'adults (Ref.: 1)				
2	0,1136	0,1183	0,0362	0,0383
3	0,2466	0,2595	0,0857	0,0904
4	0,2991	0,3156	0,0954	0,1016
5	0,2784	0,2893	0,1416	0,1461
6	0,6235	0,6174	0,3996	0,3993
7	0,9665	0,9506	0,8748	0,8727
Nombre de nens (Ref.: 0)				
1	0,0595	0,0377	0,0423	0,0357
2	0,1242	0,1031	0,0685	0,0624
3	0,1652	0,1364	0,0490	0,0406
4	0,3338	0,3208	0,2952	0,2908
Constant	0,7594	0,7457	0,0962	0,0928

CAPÍTOL 5

**Anàlisi comparativa dels ingressos “dignes” per tipus de llar
segons diferents enfocaments**

1. Introducció

La necessitat de poder garantir als membres d'una comunitat uns ingressos "adequats" per tal de poder gaudir d'uns estàndards raonables de confort, una dieta saludable i suficient, i un nivell d'integració social adient, és una qüestió on la rellevància de la qual està fora de discussió. Ara bé, no és tan evident i immediat com es pot determinar aquest nivell d'ingressos, i molt menys a través de quins mecanismes s'han d'implementar les mesures necessàries al respecte.

Pel que fa referència a la mesura d'aquests ingressos hi ha dos elements clau en la seva determinació: l'estructura de la unitat familiar la qual ha de ser beneficiària, atès que hi han certes economies d'escala que fan que els ingressos "adequats" per a una llar no siguin estrictament proporcionals al nombre de membres de la mateixa; i la localització geogràfica, sobretot, si l'àmbit d'aplicació d'aquest tipus d'iniciatives no és totalment uniforme, en quant a la incidència del cost de la vida.

En la literatura han estat diferents les maneres d'aproximar el càlcul d'aquests ingressos, en funció de la perspectiva des de la qual s'aborda aquesta mesura i la disponibilitat d'informació. Entre els que podríem anomenar enfocaments tradicionals en destaquen dos: un basat en el concepte de llindar de pobresa, des d'una perspectiva dels ingressos (i la seva distribució), i un altre, des de la perspectiva del cost dels béns i serveis necessaris per assolir aquests estàndards que esmentàvem anteriorment, que habitualment s'anomena l'enfocament dels pressupostos de referència, i que es fonamenta en la definició i la quantificació econòmica d'una cistella de béns i serveis específica.

Alternativament, es poden utilitzar les fonts d'informació estadística disponibles sobre la despesa de les llars per tractar de mesurar aquests ingressos "adequats", a partir de les despeses que han de permetre atendre. De fet, a l'hora definir i quantificar el cost de la cistella dels pressupostos de referència, en ocasions i per a alguns béns, s'utilitza aquest tipus d'informació estadística oficial.

D'altra banda, en el capítol anterior s'ha procedit a proposar un enfocament complementari als abans esmentats, on hi juguen un paper rellevant, a diferència de

les altres propostes, les privacions a les que s'enfronten els individus i les unitats familiars, i la seva vinculació amb els ingressos i la composició de llar.

En el cas del municipi de Barcelona es disposa d'evidència diversa sobre els ingressos "adequats" que se'n deriven dels diferents enfocaments, la qual cosa fa rellevant una comparativa dels diferents resultats que permeti avaluar la sensibilitat dels càlculs i, conseqüentment, les implicacions econòmiques i/o pressupostàries, als supòsits que hi hagi darrera de cada aproximació. Aquesta és la tasca que s'aborda en aquest capítol i que pot ser d'utilitat per definir un marc per al càlcul d'aquests ingressos "adequats", que es pugui argumentar i defensar des de qualsevol perspectiva de mesura dels mateixos.

El capítol s'estructura de la següent manera. En la segona secció s'analitzen els resultats per al municipi de Barcelona d'utilitzar les aproximacions tradicionals al càlcul d'aquests ingressos, i implícitament de les escales d'equivalència entre llars de diferent composició. A la tercera secció es realitza un exercici similar, però en base a la informació de la despesa de les llars disponible a la *Encuesta de Presupuestos Familiares*, on també es reporten i comparen els resultats de les escales d'equivalència, calculades en el segon capítol a partir de l'estimació economètrica de corbes d'Engel per a un conjunt de dotze grups de béns. Els resultats del nou enfocament plantejat al capítol anterior es troben en la quarta secció. Tots els exercicis, fins ara esmentats, fan referència a les despeses de consum, sense incloure les corresponents a l'habitatge, atesa l'heterogeneïtat dels règims de tinència i la dependència dels costos associats a factors que poden ser molt diferents entre llars, a diferència del que acostuma a passar amb la resta de béns. En qualsevol cas, en la cinquena secció s'analitzen les despeses de consum amb la inclusió de les d'habitatge per a aquells enfocaments que permeten aquesta extensió, ateses les seves característiques i/o la disponibilitat d'informació. El capítol finalitza amb un resum de les principals conclusions i amb un intent de proposta harmonitzada entre els diferents enfocaments.

2. Ingressos “dignes” i escales d’equivalència: mètodes habituals

Els dos enfocaments tradicionalment utilitzats per determinar els ingressos “dignes” han estat: el basat en la distribució dels ingressos i el que determina els pressupostos familiars bàsics. El primer està inspirat en la idea d'utilitzar el “llindar” de pobresa com l'equivalent als ingressos “dignes” per satisfer les necessitats bàsiques de les llars, i la seva aplicació requereix del coneixement de la distribució dels ingressos en l'àmbit geogràfic d'aplicació. En aquest sentit, a la Taula 5.1 es presenten els estadístics bàsics de la distribució dels ingressos a Espanya i a Catalunya segons la composició de la llar per al període 2013-2015, a partir de la informació de la *Encuesta de Condiciones de Vida* relativa a la renda disponible de les mateixes, la qual, com s'ha indicat anteriorment, és informació provinent de registres administratius.

Taula 5.1: Distribució de la renda disponible (€) per tipus de llar

ESPANYA							
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90	No. llars
1a. 0n.	14.847	4.527	8.812	12.389	19.182	27.316	13.400.783
2a. 0n.	25.859	10.284	14.972	22.063	32.162	45.758	16.167.418
3a. 0n.	33.427	12.889	19.369	29.355	42.107	58.347	6.970.685
1a. 1n.	15.947	4.539	8.637	13.597	21.831	29.887	573.683
2a. 1n.	28.806	10.293	16.627	26.048	37.700	50.782	4.465.677
2a. 2n.	32.098	10.972	17.742	28.107	41.739	57.110	3.850.469
Total	26.374	8.352	13.078	21.731	34.174	50.393	54.820.355
CATALUNYA							
	Mitjana	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90	No. llars
1a. 0n.	17.701	7.420	10.334	15.425	21.051	28.729	2.162.070
2a. 0n.	29.604	12.427	17.946	25.169	36.546	51.499	2.710.523
3a. 0n.	38.790	16.522	25.032	35.852	47.982	63.472	973.453
1a. 1n.	21.879	4.940	10.387	21.647	30.944	43.919	113.811
2a. 1n.	31.464	10.779	18.661	29.698	41.870	52.252	845.776
2a. 2n.	41.060	14.668	23.063	37.212	54.471	68.852	597.491
Total	30.531	9.773	15.976	25.126	39.532	57.967	8.855.815

Com es pot comprovar la renda disponible mitjana per llar és un 16% més elevada a Catalunya (30.531 €) que a Espanya (26.374 €), sent molt uniforme aquesta diferència al llarg de la distribució quan comparem els diferents quantils, amb l'excepció dels

valors del primer quartil que són un 22% més alts a Catalunya, mentre que per a les rendes més elevades (novè decil) es redueixen lleugerament. Aquest patró es manté quan considerem els diferents tipus de llars, encara que no de manera uniforme. En aquest cas, les diferències oscil·len entre el 9%, per a llars amb dos adults i un menor de 14 anys, i el 37%, per a les que tenen dos adults, sent molt poc uniformes aquestes diferències al llarg de cadascuna de les distribucions.

El llindar que marca la situació d'estar en risc de pobresa segons l'indicador AROPE (*At Risk Of Poverty and/or Exclusion*), utilitzat per a les comparatives a nivell europeu, es fixa en el 60% de la mediana de la distribució d'ingressos corresponent⁶⁶, encara que en el cas del càlcul dels ingressos "dignes" s'han utilitzat complementàriament altres llindars, per exemple el 70% (GLA Economics, 2015). A la primera columna de la Taula 5.2 es presenten els ingressos mensuals de referència, segons aquest indicador, que corresponen a una llar unipersonal (1a. On.) (771 €)⁶⁷, i les escales d'equivalència per a la resta de tipus de llars, que serien els factors per als quals cal multiplicar els ingressos de referència per obtenir els de la resta de tipologies. D'aquestes últimes es desprèn que hi han economies d'escala diferents, en funció de la grandària de la llar i dels tipus de membres. Per exemple, un segon adult en una llar sense nens suposa un augment del llindar de pobresa del 63%, mentre que, si el segon membre és un menor de 14 anys, l'increment és del 40%.

Pel que fa referència a l'enfocament dels pressupostos familiars bàsics, en el cas de la ciutat de Barcelona es disposen de dos estudis que han utilitzat aquesta metodologia: el realitzat en el marc del projecte europeu *ImPROVE*⁶⁸, on s'analitzen els pressupostos de referència per diverses capitals europees, entre elles Barcelona, i l'informe de la consultora *Daleph* per a l'Àrea Metropolitana de Barcelona⁶⁹. Les diferències metodològiques entre els dos estudis es poden resumir en una diferent tipologia de la

⁶⁶ Cal destacar que el càlcul del llindar de pobresa en les estadístiques oficials europees es fa a partir de la mediana de la renda disponible per unitat de consum, fet que significa que implícitament s'utilitzen les escales d'equivalència de la OCDE modificades (Eurostat), a fi i efecte d'incorporar la composició de la llar en l'indicador.

⁶⁷ En el cas d'utilitzar el 70% de la mediana, els ingressos de referència serien de 890 €, però les escales d'equivalència no canviarien.

⁶⁸ Veure Penne, Cussó, Mäkinen, Storms i Goedemé (2016) i Cussó, Carrillo i Riera (2016).

⁶⁹ Veure Daleph (2016).

cistella de la compra i un procediment de recollida de la informació també diferent. Pel que fa referència al projecte *ImPRovE* es consideren vuit tipus de béns i serveis que configuren la cistella de referència: alimentació (sana), vestit (adequat), descans i lleure, cura personal, relacions socials (significatives), béns i serveis per als nens i mobilitat (transport). Aquests grups es corresponen a algunes, no totes, de les categories de la classificació COICOP/HBS que s'utilitza a la *Encuesta de Presupuestos Familiares*, destacant clarament l'absència de les despeses associades a l'habitatge, que en el projecte tenen un tractament diferenciat. En el cas de l'informe de *Daleph*, són nou els grups considerats: aliments i begudes, neteja i higiene personal, cost de l'habitatge, despeses de la llar, transport, despeses personals i oci, roba i complements, educació i despeses extraordinàries. És una classificació una mica més ajustada a la de la COICOP/HBS, amb absència d'algun grup i fusió d'altres.

Taula 5.2: Ingressos dignes (€) i escales d'equivalència per tipus de llar (mètode pressupostos familiars bàsics i llindar de pobresa)

	60% Med.	ImPRovE (n)	ImPRovE	Daleph (n)	P.F.B. (n)
Pres. bàsic					
1a. 0n.	771	442	657	633	537
2a. 0n.	1.258	765	980	1.258	1.012
3a. 0n.	1.793			1.512	
1a. 1n.	1.082	852	1.067	929	891
2a. 1n.	1.485	1.192	1.360	1.433	1.313
2a. 2n.	1.861	1.569	1.784	1.687	1.628
Esc. equiv.					
1a. 0n.	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2a. 0n.	1,63	1,73	1,49	1,99	1,88
3a. 0n.	2,32			2,39	
1a. 1n.	1,40	1,93	1,62	1,47	1,66
2a. 1n.	1,93	2,69	2,07	2,26	2,45
2a. 2n.	2,41	3,55	2,71	2,67	3,03

A la segona i tercera columnes de la Taula 5.2 es presenten els pressupostos familiars bàsics per a una llar unipersonal i les escales d'equivalència per a la resta corresponents al projecte *ImPRovE*, segons no s'incloguin els costos associats a

disposar d'un cotxe per activitats de lleure (segona columna) o sí (tercera columna)⁷⁰. La inclusió o no d'aquests costos afecta no només els pressupostos familiars de referència, sinó també les escales d'equivalència, atès que incideixen de manera diferent segons quina sigui la composició de la llar. D'acord amb l'evidència presentada a Cussó, Carrillo i Riera (2016), en el cas de les llars unipersonals el pressupost de referència augmenta un 48,6% (de 442 € a 657 €), i les escales d'equivalència es redueixen substancialment, atès que aquests costos tenen un pes més important òbviament a les llars unipersonals⁷¹.

En el cas de l'informe *Daleph*, aquests costos associats a disposar d'un cotxe estan explícitament exclosos i, consegüentment, els pressupostos de referència i les escales d'equivalència de la tercera columna són comparables a les de la primera columna del projecte *ImPRovE*. Destaca la important diferència que es dona per a llars unipersonals, ja que en el cas de l'informe *Daleph* el pressupost és un 43,2% més alt que en el cas del projecte europeu (633€ i 442€, respectivament). Aquestes diferències també es traslladen, de manera un tant asimètrica, a la resta de tipus de llars i, per tant, a les escales d'equivalència. Els pressupostos de referència són més alts en el cas de l'informe *Daleph*, al temps que les escales d'equivalència, excepte la que correspon a les llars amb un parella d'adults, són més petites, observant-se diferències substancials entre els dos estudis en l'efecte d'un membre addicional a la llar, sigui quina sigui la seva edat. Això posa de manifest la importància de la definició de la cistella que correspon al pressupost de referència, i de la manera en que es recull la informació de preus i costos associats a la mateixa. D'altra banda, a la darrera columna és presenten els pressupostos corresponents a les mitjanes dels dos estudis (P.F.B. (n)), en el cas de no considerar els costos del cotxe, i les corresponents escales d'equivalència.

Si comparem els pressupostos familiars bàsics amb el llindar de pobresa, podem constatar que, per a tots els tipus de llars, aquesta última mesura està per sobre de la

⁷⁰ La inclusió dels costos de disposar d'un cotxe va ser considerada com a favorable, en la mesura que es considera una necessitat per afavorir la participació social.

⁷¹ Els càlculs a Cussó, Carrillo i Riera (2016) incorporen la dimensió de gènere i, en el cas dels nens, hi ha distinció d'edat (10 i 14 anys). Els resultats que es presenten a la Taula 5.2 corresponen a la mitjana per gènere i edat, si s'escau.

dels pressupostos de referència, sigui quin sigui l'estudi considerat, i, evidentment, de la mitjana dels mateixos. Això està en línia amb les crítiques fetes a l'ús del llindar de pobresa com a mesura dels ingressos "adequats", encara que, habitualment, la crítica és perquè els infravaloren, just al contrari del que observem en aquest cas on està per sobre. De fet, en l'escenari combinació dels dos estudis (P.F.B. (n)) els ingressos "adequats" serien el 69,6% del llindar de pobresa per a les llars unipersonals, on és més acusada la diferència. Per a la resta de tipus de llars, aquests percentatges són més elevats, augmentant amb la grandària: 80,4% (2a. 0n.), 82,3% (1a. 1n.), 88,4% (2a. 2n.) i 87,5% (2a. 2n.).

3. Ingressos “dignes” i escales d’equivalència: estadístiques de despesa i evidència a partir del càlcul d’elasticitats

Una aproximació alternativa per al càlcul dels ingressos “adequats” consisteix en utilitzar la informació de la despesa de les llars que conté la *Encuesta de Presupuestos Familiares*, atès que en aquesta enquesta es disposa d’informació no només de despeses, sinó també de la composició de la llar i els seus ingressos nets. Això ens permet, de manera similar al que s’ha fet al primer capítol d’aquest informe, poder calcular la despesa mitjana, excloent els lloguers imputats, i analitzar aquesta despesa per tipologia de llars i segons el nivell d’ingressos.

A les tres primeres columnes de la Taula 5.3 es presenta aquesta informació per a la mitjana de la població (EPFm) del municipi de Barcelona, i per a dos subgrups formats per aquelles llars amb ingressos nets per sota del primer decil (EPF1d) o entre el primer decil i el primer quartil (EPFdm), segons el tipus de llar, amb l’excepció de les llars monoparentals per a les quals el nombre d’observacions era reduït.

Taula 5.3: Ingressos dignes (€) i escales d’equivalència per tipus de llar (descriptiva despesa, elasticitats model economètric)

	EPFm	EPF1d	EPFdm	EPF	D - i	D - c	I - i	I - c	ELAST
Pres. bàsic									
1a. 0n.	1.146	514	819	826					
2a. 0n.	1.899	785	1.449	1.378					
3a. 0n.	2.564	1.623	1.817	2.001					
1a. 1n.									
2a. 1n.	2.004	692	1.231	1.309					
2a. 2n.	2.680	1.164	1.688	1.844					
Esc. equiv.									
1a. 0n.	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2a. 0n.	1,66	1,53	1,77	1,65	1,57	1,34	1,81	1,86	1,65
3a. 0n.	2,24	3,16	2,22	2,54	2,32	1,76	2,14	2,00	2,06
1a. 1n.									
2a. 1n.	1,75	1,35	1,50	1,57	2,05	1,72	1,51	1,67	1,74
2a. 2n.	2,34	2,27	2,06	2,22	2,38	2,20	2,12	2,22	2,23

Amb l’excepció de les llars amb tres adults, les mitjanes de les despeses de les unitats familiars per sota del primer decil és menys de la meitat de la mitjana total, sent molt

més acusada aquesta diferència en llars amb presència d'un menor de 14 anys, on només representa el 34,5%. De fet, es dona un fet curiós, tal vegada com a conseqüència de la grandària de la mostra i, sobretot, com a conseqüència d'uns ingressos nets més baixos, en el sentit que per sota del primer decil d'ingressos, la despesa en les llars amb un parella d'adults i dos nens és menor que en el cas d'una parella d'adults únicament. El mateix fet es dona en el cas de les despeses del grup amb ingressos entre el primer decil i el primer quartil.

Les anteriors consideracions expliquen que, quan comparem les xifres de despesa, i les seves corresponents escales d'equivalència, amb les de les aproximacions tradicionals (Taula 5.2), en particular, les dels pressupostos de referència, les xifres del primer decil per a llars unipersonals o amb dos adults siguin similars, però les de les llars amb menors de 14 anys siguin superiors a la Taula 5.2. Si considerem un indicador que combini les dades de les tres primeres columnes (quarta columna EPF), les despeses per a les llars amb nens són més similars a les de la Taula 5.2, però, en canvi, les llars sense menors tenen unes despeses clarament per sobre de les corresponents a les aproximacions tradicionals⁷².

La resta de columnes de la Taula 5.3 fan referència a les escales d'equivalència obtingudes al segon capítol, a partir de les estimacions de les corbes d'Engel per als 12 grups de béns i serveis del primer nivell d'agregació de la classificació COICP/HBS per al municipi de Barcelona. Les escales de les quatre columnes es diferencien segons s'hagi utilitzat la despesa total (D) o els ingressos (I) de la EPF a l'hora d'estimar l'equació d'Engel, i si aquesta estimació s'ha fet amb tota la mostra (c), incloent les observacions que no realitzen despesa, o només amb la submostra d'observacions amb despeses positives (i). Per a les tipologies de llars que coincideixen en ambdues taules, les escales d'equivalència semblen més elevades en el cas de les aproximacions tradicionals que les obtingudes en el segon capítol, sent les que corresponen als models estimats amb la despesa total (columnes D - c i D - i), les que segueixen uns patrons que s'ajusten al que esperaríem en funció de les diferents composicions de les

⁷² Potser seria necessari eliminar, no només els lloguers imputats, sinó també algunes altres despeses que puguin catalogar-se com a no necessàries, apart de garantir que els nivells d'ingressos absoluts no estiguin afectats per la composició de la llar, per tal que les xifres d'ambdues taules puguin ser més comparables.

llars. L'última columna de la Taula 5.3 (ELAST) combina, mitjançant una mitjana aritmètica, les quatre elasticitats anteriors, amb uns resultats raonables, malgrat que la diferència entre les escales de les llars amb una parella i amb una parella amb un menor de 14 anys no és tan gran, com seria d'esperar de l'efecte de la incorporació d'un nen a la unitat familiar. En aquest segon bloc de columnes no hi ha cap estimació dels ingressos "adequats", atès que no formen part dels subproductes que es poden extreure de l'exercici economètric del segon capítol, a diferència de les escales d'equivalència. En qualsevol cas, es podrien utilitzar els valors de les quatre primeres columnes com a pressupost de referència i aplicar les corresponents escales a cada tipus de llar.

4. Ingressos “dignes” i escales d’equivalència: nou enfocament

En el capítol anterior s’ha fet una proposta d’un nou enfocament per determinar els ingressos “adequats”, on a diferència dels altres enfocaments, tant els tradicionals com els basats en la distribució de les despeses de consum, s’analitza la relació entre composició de la llar i ingressos en vers les privacions. Això es feia mitjançant l’estimació d’un model economètric, amb la informació de la *Encuesta de Condiciones de Vida*, on el fet de tenir o no una privació era la variable a explicar i els factors explicatius eren els ingressos i la composició de la llar. El càlcul dels ingressos “dignes” es feia seguint dues aproximacions alternatives: la primera (V.1), basada en associar a cada interval de les probabilitats ajustades de tenir o no una determinada privació la renda mitjana corresponent, mentre que la segona (V.2) associa a cada potencial probabilitat ajustada (en dècimes), els ingressos que li corresponen d’acord amb el model estimat.

En aquesta secció es farà ús d’ambdues aproximacions en el cas de la privació més genèrica, encara que més subjectiva, com és la que fa referència a les dificultats per arribar a final de mes⁷³, amb unes lleugeres modificacions respecte al plantejament de l’anterior capítol, en quant al model economètric utilitzat. D’una banda, s’han estimat models separats per a cadascun dels tipus de llars per als que hi havia suficient informació per a Catalunya, la qual cosa permet que l’efecte de la renda no sigui únic per a totes les unitats familiars, sinó que depengui de la composició. D’altra banda, malgrat que se segueix utilitzant un model de probabilitat lineal, l’efecte de la renda es flexibilitza i és quadràtic, aspecte que pot tenir certa rellevància en el procediment de càlcul dels ingressos “adequats”, atès que les observacions es concentren en un rang de valors de la probabilitat relativament petit, i que l’efecte sigui lineal o quadràtic pot fer diferència.

Pel que fa referència estrictament al càlcul dels ingressos “dignes” en la primera aproximació (V.1), per a cada tipus de llar es calcula la mitjana de la renda disponible d’aquelles amb una probabilitat de tenir dificultats per arribar a finals de mes per

⁷³ Les altres privacions contemplades en el quart capítol (retard en el pagament de la hipoteca o en les factures) no s’han considerat, atès que la seva menor incidència feia que no hi hagués suficient variació en les probabilitats ajustades per implementar adequadament el nou enfocament.

sobre de 0,7 o 0,75. De manera similar, per a la segona aproximació (V.2) es calcula la renda disponible que té associada una probabilitat de tenir la privació considerada de 0,7 o 0,75. Els resultats d'aquestes dues aproximacions amb aquest nou enfocament es presenten a la Taula 5.4, tant en termes de pressupostos bàsics com d'escales d'equivalència.

Taula 5.4: Ingressos dignes (€) i escales d'equivalència per tipus de llar (nou enfocament versions 1 i 2, dificultats per arribar a final de mes)

	V. 1 (0,7)	V. 1 (0,75)	V. 2 (0,7)	V. 2 (0,75)	<i>Nou Enfoc.</i>
Pres. bàsic					
<i>1a. 0n.</i>	666	563	930	749	727
<i>2a. 0n.</i>	1.283	1.112	1.742	1.481	1.404
<i>3a. 0n.</i>	2.006	1.831	2.732	2.404	2.243
<i>1a. 1n.</i>					
<i>2a. 1n.</i>	1.442	1.317	2.052	1.810	1.655
<i>2a. 2n.</i>	1.560	1.377	2.437	2.085	1.865
Esc. equiv.					
<i>1a. 0n.</i>	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
<i>2a. 0n.</i>	1,93	1,98	1,87	1,98	1,94
<i>3a. 0n.</i>	3,01	3,25	2,94	3,21	3,10
<i>1a. 1n.</i>					
<i>2a. 1n.</i>	2,17	2,34	2,21	2,42	2.29
<i>2a. 2n.</i>	2,34	2,45	2,62	2,79	2,55

El primer fet a destacar és que la diferència entre els ingressos “adequats”, en qualsevol de les dues versions, és significativa, segons utilitzem una probabilitat de 0,7 o de 0,75 com a punt de tall. Per exemple, en el cas d'una llar unipersonal passen de 666 € amb probabilitat de 0,7, segons la versió 1, a 563€ amb una de 0,75. Un fenomen similar es dona per a la versió 2, on aquests valors passen de 930€ a 749€, respectivament⁷⁴. Això és indicatiu de la concentració de llars, en funció del seu nivell de renda disponible, en aquests llimars de probabilitat de tenir una privació (0,7 a 0,75) que es poden entendre associats als ingressos “dignes”. En certa manera, els resultats de la versió 2 són una mena de límit superior per al valor que podrien prendre aquests ingressos, mentre els valors de la versió 1, al tractar-se d'una mitjana,

⁷⁴ Òbviament, com no podia ser d'altra manera, els ingressos adequats de la versió 2 són en tots els casos superiors als corresponents en la versió 1.

són més “representatius” de la situació en quant a la renda de les llars afectades per una determinada privació. En qualsevol cas, l'enfocament té la flexibilitat de poder “escollir” el llindar de probabilitat que defineix quins són els ingressos “adequats”⁷⁵.

Els valors dels pressupostos de referència per a la versió 1 són molt similars als dels anteriors enfocaments, encara que podria quedar el dubte si inclouen les despeses d'habitatge i, per tant, si són estrictament comparables. En aquest cas, es considera que, com la renda disponible no té en compte en cap cas els lloguers imputats, aquests pressupostos es poden entendre excloent les despeses d'habitatge i, per tant, comparables als dels enfocaments de les anteriors seccions.

D'altra banda, pel que fa referència a les escales d'equivalència, els valors semblen raonables i comparables als obtinguts amb anterioritat, amb dos petits matisos. D'una banda, l'escala corresponent a les llars amb tres adults sembla elevada respecte al valor esperat, probablement com a conseqüència de que al fer ús de la renda disponible s'estan deixant una mica de banda les economies d'escala. Precisament, al ser llars amb tres adults, i amb una ocupabilitat més alta, la renda disponible serà també més alta en termes relatius, exagerant un tant l'escala d'equivalència. El segon matís té a veure amb l'aparent poca diferència entre les escales que corresponen a les llars amb únicament una parella i un o dos menors de 14 anys, situació que és més evident per als valors associats a la versió 1. En aquest cas, també aplicaria l'argument corresponent a l'ús de la renda disponible, que no té en compte economies d'escala o l'increment que s'hauria de donar per tenir un membre addicional, si es tracta d'un menor. En qualsevol cas, i sobretot per a la versió 2, la diferència entre ambdues escales d'equivalència és molt similar als pesos que s'atorguen als menors en l'escala d'equivalència de la OCDE (i la d'Eurostat).

La darrera columna de la Taula 5.4 (Nou enfoc.) és la mitjana aritmètica dels pressupostos de referència dels quatre càlculs realitzats, i de les corresponents noves escales d'equivalència. Els comentaris anteriors també són d'aplicació en aquest cas.

⁷⁵ Podria ser d'interès l'exercici de cercar el llindar de probabilitat (superior a 0,75) per a la versió 2 que faria que els pressupostos de referència per a les llars unipersonals fossin similars als obtinguts amb els anteriors plantejaments, i que serien propers als que apareixen a la Taula 5.4 per a la versió 1.

5. Ingressos “dignes” incloent l’habitatge

Els enfocaments de les anteriors seccions estaven dirigits al càlcul dels pressupostos de referència excloent les despeses associades a l’habitatge, bé per què no formaven part de la cistella en els enfocaments tradicionals basats en els pressupostos de referència, o bé perquè l’anàlisi de les despeses s’ha fet excloent els lloguers imputats i els lloguers realment pagats. En qualsevol cas, per a dos dels enfocaments de les anteriors seccions és possible procedir al càlcul dels ingressos “adequats” tenint en compte les despeses d’habitatge. Aquest és el cas dels pressupostos de referència, tant a l’informe de *Daleph* (Daleph, 2016), on a partir de les dades de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* s’incorpora la partida d’habitatge a la cistella de béns i serveis necessaris, com al projecte *ImPRovE*, on, a partir d’estimacions d’equacions de preus hedònics per al preu de l’habitatge, s’obtenen costos d’habitatge diferenciats per a llogaters (ImPRovE a) i per a propietaris (ImPRovE p). D’altra banda, també és pot fer aquest exercici amb les despeses d’habitatge amb l’anàlisi de la despesa feta a la secció 3 amb dades de la EPF. A la Taula 5.5 es presenten els ingressos “dignes” i les escales d’equivalència per a aquests enfocaments que inclouen els costos de l’habitatge.

Taula 5.5: Ingressos dignes (€) (incloent habitatge) i escales d’equivalència per tipus de llar (pressupostos familiars bàsics, descriptiva despesa)

	Daleph	ImPRovE p	ImPRovE a	EPFm	EPF1d	EPFdm	EPF
Pres. bàsic							
1a. 0n.	1.251	565	984	1.765	998	1.391	1.385
2a. 0n.	1.930			2.659	1.343	2.091	2.006
3a. 0n.	2.171			3.376	2.338	2.517	2.601
1a. 1n.	1.540	948	1.362				
2a. 1n.	2.090			2.721	1.249	1.813	1.968
2a. 2n.	2.454	1.805	2.236	3.451	1.759	2.219	2.471
Esc. equiv.							
1a. 0n.	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2a. 0n.	1,54			1,51	1,35	1,50	1,45
3a. 0n.	1,74	1,68	1,38	1,91	2,34	1,81	2,02
1a. 1n.	1,23						
2a. 1n.	1,67			1,54	1,25	1,30	1,36
2a. 2n.	1,96	3,19	2,27	1,96	1,76	1,60	1,77

Tal i com era d'esperar, els ingressos "adequats" augmenten substancialment als presentats anteriorment quan tenim en compte els costos de l'habitatge, que representen una part important de la despesa total de les llars. Així mateix, les escales d'equivalència es redueixen de manera molt clara, com a conseqüència del major efecte que l'habitatge té en llars petites sobre les seves despeses totals, la qual cosa fa que per a les unipersonals l'increment de cost sigui relativament més gran que en la resta, amb el conseqüent efecte sobre les escales d'equivalència.

Els ingressos "adequats" de l'informe *Daleph* tenen una certa similitud amb les xifres basades en l'anàlisi de la despesa a la EPF per a les llars amb rendes a la part baixa de la distribució, malgrat que se segueixen produint algunes diferències, que són més visibles en les escales d'equivalència en relació a les llars amb menors de 14 anys, fet ja comentat anteriorment. En el cas de les despeses mitjanes, els ingressos "adequats" estan clarament per sobre dels que apareixen en la resta de casos, malgrat que les escales d'equivalència són més similars a les de l'informe esmentat. Les xifres de síntesi dels indicadors de renda que apareixen a la darrera columna (EPF), i que corresponen a les mitjanes de les rendes per als tres indicadors de despesa, segueixen tenint les mateixes limitacions, encara que menys acusades, que les apuntades anteriorment quan considerem les despeses de les llars amb rendes baixes.

Un especial comentari requereixen els ingressos "adequats" proporcionats pel projecte *ImPRovE* (Cussó, Carrillo i Riera, 2016). En primer lloc, fan referència a l'escenari on no es consideren dintre de la cistella les despeses associades a la disponibilitat de cotxe, i a més, com s'ha comentat, tracten separatament llogaters i propietaris. De fet, la incidència d'aquest tractament separat és substancial, els ingressos "adequats" en una llar unipersonal d'un llogater són un 74,2% més alts que en el cas d'un habitatge en propietat⁷⁶. La diferència en valor absolut es manté entre els altres tipus de llar, però disminueix en termes relatius, encara que es manté força important. En qualsevol cas, les xifres del projecte semblen estar per sota de les de la resta d'enfocaments en els casos on es possible la comparació. La importància addicional dels costos de l'habitatge semblen ser més alta en els altres casos, potser com a conseqüència que els

⁷⁶ Cal destacar que les xifres reportades a Cussó, Carrillo i Riera (2016) fan referència a una llar unipersonal amb una dona, una llar amb una dona i un noi menor, i una llar amb una parella amb un noi i una noia menors de 14 anys.

altres enfocaments utilitzen els lloguers imputats en el cas dels propietaris, mentre que en el projecte *ImPROvE* el tractament és diferent⁷⁷. En qualsevol cas, aquestes diferències entre els costos de propietaris i llogaters i les que, addicionalment, es podrien donar si utilitzéssim els costos reals per als propietaris en comptes dels lloguers imputats, fa que estigui totalment justificat centrar l'atenció en el càlcul dels ingressos "adequats" sense contemplar l'habitatge i fer un tractament separat d'aquest tipus de bé.

⁷⁷ Tal i com s'indica a Cussó, Carrillo i Riera (2016), els costos associats a l'habitatge s'obtenen de regressions quantíliques d'un model de preus hedònics estimat amb dades de la ECV, d'acord amb el procediment proposat a Van den Bosch, Goedemé, Schuerman i Storms (2015), però amb referència a les grans capitals espanyoles. A García, Matas, Raya i Raymond (2006) i García i Raya (2015) es presenten models de preus hedònics referits als preus de l'habitatge a la ciutat de Barcelona, fent ús del model de regressió i la regressió quantílica, respectivament.

6. Conclusions

L'evidència presentada en aquest capítol sobre els resultats dels diferents enfocaments i aproximacions per mesurar els ingressos “adequats” en el municipi de Barcelona per satisfer aquelles necessitats que garanteixin uns estàndards satisfactoris en diferents dimensions de la vida i de l'activitat dels individus, és força heterogènia, tant pel que fa referència a quin seria aquest nivell d'ingressos per a una llar unipersonal, com per quines serien les escales d'equivalència (el factor multiplicadors a aplicar) quan considerem altres llars amb altres composicions.

Centrant l'atenció en els costos per assolir aquesta situació “digna”, excloent els costos d'habitatge, a diferència del que sembla ser l'escenari habitual quan es comparen els dos mètodes tradicionals (pressupostos de referència i llindar de pobresa), els ingressos “adequats” són més baixos en el primer cas que en el segon, amb una diferència lleugerament superior als 100€, que s'eixampla si no s'inclouen els costos associats a disposar d'un cotxe, que s'estimen en una mica més de 200€ en el projecte *ImPRovE*, per a llars unipersonals. De fet, els dos treballs que aborden el càlcul del pressupost de referència a partir d'una cistella de la compra (*Daleph* i *ImPRovE*), presenten estimacions sobre una base de continguts més o menys, comparable (sense costos d'habitatge ni de cotxe), que difereixen en gairebé 200€, la qual cosa posa de manifest la importància, a l'hora de calcular els ingressos “adequats”, de com es defineix el detall de la cistella de la compra, i de com es procedeix a la valoració de la mateixa. En tot cas, considerant també l'evidència de l'enfocament basat en la informació estadística de la EPF i la del nou enfocament, que té en compte les privacions, sembla raonable pensar que un interval d'ingressos “adequats” raonable per a llars unipersonals podria situar-se entre 500 i 650 €.

Fixat aquest pressupost de referència, per a la resta de tipus de llars només cal comentar i determinar quines són les escales d'equivalència que corresponen a cadascun d'ells. Evidentment, un major detall en quant a les variables que influeixen en la tipologia d'unitats familiars, com, per exemple, distingir en termes del sexe dels individus i per a diferents intervals d'edat, en teoria enriqueix l'anàlisi i fa els resultats més realistes, però, des d'un punt de vista pràctic, esdevé una tasca complicada, on la

robustesa del càlculs és més sensible als supòsits. En el nostre cas reduïrem l'heterogenïtat de la composició de la llar, distingint només entre membres majors de 13 anys o menors de 14 anys, permetent que l'efecte addicional pugui diferir depenent de quants membres d'aquell grup ja estiguin presents a la unitat familiar, en la línia d'incorporar una certa idea d'economies d'escala.

Cal destacar que, malgrat que el pressupost de referència per a les llars unipersonals és una mica alt (771 €), el llindar de pobresa permet dibuixar un patró relativament clar en quant a les escales d'equivalència, amb un factor d'aproximadament 0,6 per als majors de 13 anys, i un entre 0,4 i 0,5 per als menors de 14 anys. Un patró que apunta just al contrari que el que presenta el projecte *ImPRovE* per a Barcelona, on els adults tenen un factor de 0,5 i els nens tenen un factor lleugerament més alt, al voltant de 0,6. En general, la majoria d'aproximacions, excepció feta de la del projecte *ImPRovE*, assigna factors més alts als majors de 13 anys, en algun cas gairebé unitaris, i més reduïts per als menors de 14 anys, en alguns casos de 0,2-0,3, i en el cas de l'enfocament basat en les despeses de la EPF, amb alguna petita inconsistència quan es comparen llars amb parelles amb i sense nens.

Una proposta de compromís, que es podria entendre com una mena de mitjana entre els diferents enfocaments i aproximacions, podria articular-se amb un pressupost de referència per a les llars unipersonals de 550-650€ i uns factors de 0,6-0,7 per a cada adult (major de 13 anys) addicional, i de 0,4 per als menors de 14 anys. Aquesta seria una proposta gairebé a mig camí de les dues propostes "oficials": l'originària de la OCDE (OCDE, 2008) i la proposada per Eurostat (Hagenaars, de Vos i Zaidi, 1994), que fixen aquests valors en 0,7 i 0,5, per a adults i nens, respectivament, en el primer cas, i en 0,5 i 0,3, en el cas de la segona proposta.

El balanç entre simplicitat, robustesa i realisme de les propostes, fa que les actualment existents amb caràcter "oficial", o lleugeres modificacions de les mateixes, tinguin plena vigència, deixant per a un àmbit de més vinculació geogràfica la determinació del pressupost de referència sobre el que aplicar aquestes escales d'equivalència, habitualment el que correspon a les llars unipersonals.

CONCLUSIONS

L'objectiu general d'aquest estudi té a veure amb la determinació dels llindars econòmics que generen privacions materials a les famílies de la ciutat de Barcelona, per tal de procedir a dissenyar una mesura de renda municipal d'emergència que permeti pal·liar, sinó eliminar, aquestes privacions. Per fer les corresponents anàlisis per a aquest objectiu general, s'han tingut en compte els aspectes explícitament establerts a les prescripcions tècniques del contracte Núm. 3/2016 amb el Consorci Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona (IERMB), que fan referència al càlcul d'unes paritats de poder adquisitiu per al municipi de Barcelona; l'estimació de la relació entre la renda disponible de les llars i les privacions a les que es poden enfrontar; i la determinació dels ingressos mínims necessaris per no tenir privacions, el que anomenem ingressos "adequats" o "dignes", i que en la literatura anglosaxona es coneix com a "*living wage*".

Al llarg dels cinc capítols que formen aquest informe, s'ha procedit a tractar els aspectes esmentats, dedicant especial atenció a dos factors que tenen incidència amb la variable objectiu (els ingressos "adequats"), com és la composició de la llar (nombre de membres i distinció en funció de l'edat), i l'efecte que la localització geogràfica, sobretot quan s'analitzen àmbits de referència molt amplis, té sobre el cost de la vida associat a un mateix nivell d'utilitat o de satisfacció de necessitats. Els diferents exercicis empírics han fet un ús exhaustiu de les enquestes oficials de condicions de vida, amb referència a Espanya, Catalunya i el municipi de Barcelona, com és el cas de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* i la *Encuesta de Condiciones de Vida*, elaborades pel Instituto Nacional de Estadística, i per als períodes disponibles més recents, 2013 a 2015.

Les conclusions i el resum dels resultats més rellevants de les diferents anàlisis es poden concretar en el següent decàleg sobre les aportacions del treball:

- S'han calculat les paritats de poder adquisitiu (PPA), que permeten corregir la comparativa entre indicadors de diferents territoris per les diferències en el cost de la vida entre els mateixos, per a les diferents comunitats autònomes espanyoles referides al període 2013-2015, amb una metodologia, utilitzada anteriorment per al període 2009-2012, resultat de fusionar en un únic índex

les quantificacions de les PPAs a partir de diferents metodologies, tant de caràcter macroeconòmic com microeconòmic. L'estructura de PPAs per comunitats autònomes, calculada amb les dades més recents, és molt similar a la del període anterior (2009-2012), **situant-se la PPA de Catalunya un 9% per sobre de la mitjana per a Espanya**. Així mateix, amb les dades disponibles per al municipi de Barcelona, tant a nivell macroeconòmic com de la informació a la EPF, **la PPA de Barcelona ciutat és un 6,6% més elevada que la de la resta de Catalunya**, fent servir la mateixa metodologia que per a les comunitats autònomes.

- **La despesa mitjana per llar al municipi de Barcelona és un 4,47% més elevada que la corresponent a Catalunya.** Aquesta diferència pràcticament s'anul·la quan no tenim en compte els costos de l'habitatge (lloguers imputats i lloguers de la vivenda principal). **Les escales d'equivalència, en funció d'aquestes rendes mitjanes, i expressades en relació a una llar unipersonal, són molt similars a Catalunya i Barcelona: al voltant de 1,6-1,7 en el cas de llars amb una parella d'adults, i per sota de 2 en el cas d'una parella amb un menor.** Les escales d'equivalència tenen una certa variació segons els nivells d'ingressos, en particular, són més elevades per ingressos entre el primer quartil i la mediana, i en menor mesura entre el primer decil i el primer quartil, sent menys baixes per als extrems de la distribució.
- **L'estructura de la despesa, per al dotze gran grups de béns i serveis de la classificació COICOP/HBS, canvia en funció de quina sigui la composició de la llar.** Les despeses relacionades amb l'habitatge (excloent els lloguers imputats) són les que tenen un pes més important en el cas de Barcelona, a diferència del que passa a Catalunya, on són les despeses d'alimentació les que ocupen el primer lloc. El pes d'aquest últim grups és menor en llars amb presència de menors, com a conseqüència de l'augment relatiu de les despeses com les de transport, vestit, lleure i cultura, o ensenyament.
- **Les escales d'equivalència són molt heterogènies entre grups de béns.** Cal destacar que per als tres grups amb major pes a la despesa total, en el cas de

l'alimentació les escales prenen valors molt similars a les de la despesa total, mentre que en el cas de l'habitatge (excloent els lloguers imputats) són molt més petites, i en el cas del transport molt més elevades. El fet d'excloure de les despeses totals les d'aquells grups de béns i serveis que podrien ser considerats com no necessaris no modifica substancialment el valor de les escales d'equivalència calculades per al total.

- L'estimació de corbes d'Engel, que estableix la relació entre la despesa en un determinat bé servei i els ingressos de la llar, per als dotze grans grups de béns de la classificació COICOP/HBS, permet estimar les corresponents elasticitats renda. En aquest estudi l'estimació s'ha fet tenint en compte en l'anàlisi economètrica que, per alguns béns i algunes llars, la despesa és zero. Els resultats obtinguts per aquestes elasticitats, força robustos sigui quina sigui l'especificació economètrica, permeten identificar tres categories de béns entre aquests dotze grups: **béns de primera necessitat (alimentació, habitatge i comunicacions); béns amb elasticitat pràcticament unitària, encara que per sota de la unitat (begudes no alcohòliques i altres béns i serveis); i béns de luxe, els corresponents als restants set grups.**
- Si analitzem com aquestes elasticitats renda varien amb el nivell d'ingressos, s'observen patrons, en general, decreixents en les mateixes. **Destaca el cas de l'alimentació, on l'elasticitat es divideix pràcticament per 3 quan comparem els seus valors per rendes baixes (per sota del primer decil) i per rendes altes (per sobre del novè decil).**
- A partir de les estimacions del model economètric, amb el que s'han obtingut les elasticitats, s'ha procedit a fer una quantificació de les escales d'equivalència més elaborada que la senzilla comparativa de despeses entre tipus de llars, comentada anteriorment. **Els valors obtinguts per a la ciutat de Barcelona són força comparables amb els de les escales d'equivalència considerades com a "oficials" (OCDE i Eurostat), i a les obtingudes amb metodologies similars per a d'altres països: al voltant de 0,6 per adult addicional i de 0,4 per menor addicional.** En qualsevol cas, són

significativament diferents a les que es corresponen a l'ús de xifres per càpita (factor 1 per a qualsevol membre addicional), o de despesa total (factor zero per a cada nou membre addicional) per fer comparatives entre diferents tipus de llars.

- Els enfocaments habituals per calcular els ingressos “adequats” tenen en compte, fonamentalment, la relació entre tres variables: la despesa en consum de les llars (mesurada a partir de la informació estadística oficial o calculada a partir d'una determinada cistella), la composició de llar (amb diferents nivells de detall segons l'edat i sexe) i, en alguns enfocaments, els ingressos de les unitats familiars, com en el cas del càlcul del llindar de pobresa. En aquest estudi s'ha incorporat una nova variable (o variables) que fa referència a les privacions a les que s'enfronta la llar, tant objectives (retard en el pagament de determinades factures o absència de determinats béns), com subjectives (les dificultats per arribar a final de mes). En aquest cas, **es proposa aproximar el càlcul dels ingressos “adequats” a partir de l'estimació de la relació entre el fet de tenir una determinada privació (en aquest cas tenir dificultats per arribar a final de mes) i la renda disponible de la llar.** Es consideren dos possibles aproximacions en aquest enfocament: una basada en calcular la mitjana dels ingressos associats a probabilitats ajustades de tenir una privació que estiguin en un determinat interval, i una altra en fixar aquesta probabilitat i calcular la renda disponible associada a la mateixa.
- S'ha procedit a comparar per al municipi de Barcelona les diferents estimacions dels ingressos “adequats” i les corresponents escales d'equivalència, segons els diferents enfocaments contemplats en aquest estudi (anàlisi de despeses de la EPF, model economètric per a les corbes d'Engel i la nova proposta en base a les privacions) i els més tradicionals, com serien el “llindar” de pobresa, calculat específicament en aquest estudi, i el pressupost de referència a partir d'una cistella de béns, en base als resultats del projecte *ImPRovE* i l'estudi de la consultora *Daleph*. **Els resultats presenten un cert grau d'heterogeneïtat segons l'enfocament**, i inclús per a un mateix enfocament, en particular en el cas dels pressupostos de referència, segons la manera en que es defineix la

cistella i es recullen els preus associats als béns i serveis. Cal destacar que **l'habitual definició del "llindar" de pobresa sobreestima els ingressos "adequats" en relació als altres enfocaments**, al contrari de l'evidència per a d'altres països, i al mateix temps porta associades unes escales d'equivalència, molt alineades amb les que podem considerar com a "oficials" (OCDE i Eurostat).

- **Els ingressos "adequats" i les escales d'equivalència són molt sensibles a la inclusió o exclusió de determinats béns.** Aquest és el cas de la disponibilitat d'un cotxe, com es posa de manifest en el resultat del projecte *ImPROvE*, o de **la consideració dels costos de l'habitatge, que augmenten substancialment aquests ingressos i modifiquen també de manera significativa les escales d'equivalència, en general, reduint-les.** A més, la consideració d'aquests costos té certes implicacions metodològiques en el sentit de si han de ser incorporats com costos reals o imputats, o en el cas de l'enfocament de pressupostos de referència, si s'ha d'assumir que la realitat, per exemple en el cas dels habitatges de propietat (i el seu pagament), és homogènia per a tothom.

Del conjunt de les diferents anàlisis realitzades i de les conclusions principals, resumides en els anteriors punts, sembla necessari concloure que tots els enfocaments per mesurar els ingressos "adequats" segons la tipologia de llars presenten limitacions i avantatges que fan que sigui necessari una aproximació a aquesta mesura que contempli l'evidència aportada pels diferents enfocaments, i que permeti una consideració simultània de diferents fonts d'informació en quant a l'origen de la mateixa (estadístiques oficials, opinions d'experts, mesures ad-hoc), i en quant al conjunt de variables vinculades a aquest concepte que són rellevants: despeses de consum, renda disponible, composició de la llar i privacions.

En qualsevol cas, **pel que fa referència a les escales d'equivalència, la proposta que es pot generar a partir de l'evidència dels diferents enfocaments no estarà molt allunyada del que són les escales d'equivalència oficials: la de la OCDE i la de Eurostat** (coneguda com la de la OCDE modificada). En concret, el factor associat als adults (majors de 13 anys) estaria en l'entorn de 0,6-0,7, mentre que per als nens

(menors de 14 anys) seria aproximadament de 0,4. **Els ingressos “adequats” per al grup de referència, habitualment les llars unipersonals, se situaria en un interval entre 550€ i 650€**, valors que són específics de l'àmbit considerat, en aquest cas el municipi de Barcelona, i que ja incorporarien el diferencial del cost de la vida (PPA) propi d'aquest àmbit territorial. Una proposta en aquests termes sembla que seria consistent amb les especificitats dels diferents enfocaments i és senzilla en quant a la seva implementació.

Referències bibliogràfiques

Adams, S. i D. Neumark (2005), "Living Wage Effects: New and Improved Evidence", *Economic Development Quarterly*, 19, 80-102.

Amemiya, T. (1984), "Tobit models: A survey", *Journal of Econometrics*, 24, 3-61.

Aten, B. H. (2005), "Report on interarea price levels", Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce, WP2005-11.

Balassa, B. (1964), "The Purchasing Power Parity doctrine: A reappraisal", *Journal of Political Economy*, 72, 584-596.

Bernstein, J., C. Broach i M. Spade-Aguilar (2000), *How much is enough? Basic Family Budgets for Working Families*. Economic Policy Institute.

Biggeri, L., et al. (2010), "Sub National PPPs based on integration with CPIs", 2nd Technical Advisory Group Meeting, International Comparison Program, World Bank.

Buhmann, B., L. Rainwater, G. Schmaus i T.M. Smeeding (2005), "Equivalence scales, well-being, inequality, and poverty: Sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) data base", *Review of Income and Wealth*, 34, 115-142.

Cadil, J. i P. Mazouch (2011), "PPS and EU Regional Price Level Problem", *The Open Political Science Journal*, 4, 1-5.

Cameron, A.C. i P.K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press, Nova York.

Coondoo, D., A. Majumder i R. Ray (2004), "A method of calculating regional consumer price differentials with illustrative evidence from India", *Review of Income and Wealth*, 50, 51-68.

Costa, A., J. García, X. López i J.L. Raymond (2015), *Estimació de les paritats de poder adquisitiu per a les comunitats autònomes espanyoles*, Departament d'Economia i Coneixement, Generalitat de Catalunya, Monografia 17.

Cragg, J. (1971), "Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durables", *Econometrica*, 39, 829-844.

Cussó, I., E. Carrillo i J. Riera (2016), "What is the minimum budget for an adequate social participation in Spain? An estimate through the reference budget approach", *Child Indicators Research*, forthcoming, disponible online.

Daleph (2016), *Càlcul del salari de referència de l'Àrea Metropolitana de Barcelona*, Informe final.

Duan, N. (1983), "Smearing estimate: A nonparametric retransformation method", *Journal of the American Statistical Association*, 78, 605-610.

FUNCAS (1999 a 2011), *El crecimiento económico de las autonomías españolas*, Cuadernos de Información Económica. Madrid.

García, J. i J.M. Labeaga (1996), "Alternative approaches to modelling zero expenditure: An application to Spanish demand for tobacco", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 489-506.

García, J., A. Matas, J.M. Raya i J.L. Raymond (2006), "Precios de la vivienda y localización: evidencia empírica para la ciudad de Barcelona", *Papeles de Economía Española*, 109, 125-139.

García, J. i J.M. Raya (2015), "Use of a Gini index to examine housing price heterogeneity: A quantile approach", *Journal of Housing Economics*, 29, 59-71.

Garvey, E., E. Murphy i P. Osikoya (2011), "Estimates of the cost of a child in Ireland", Working Paper series 11/0, Combat Poverty Agency.

GLA Economics (2015), *A Fairer London: The 2015 Living Wage in London*, Greater London Authority.

Hagenaars, A., K. de Vos i M.A. Zaidi (1994), *Poverty Statistics in the Late 1980s: Research Based on Micro-data*, Office for Official Publications of the European Communities. Luxemburg.

Haughton, J. i S. R. Khandker (2009), *Handbook on Poverty and Inequality*, World Bank Publications, The World Bank.

Heckman, J.J. (1979), "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47, 153-161.

Institut d'Estadística de Catalunya (1987 a 1997), *Evolució de les principals macromagnituds de l'economia catalana*. Idescat. Barcelona.

Instituto Nacional de Estadística (2014), *Encuesta de Presupuestos Familiares. Base 2006. Fichero de usuario*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

Istat, Unioncamere i Istituto G. Tagliacarne (2009), *La difference nel livello dei prezzi al consumo tra i capoluoghi delle regioni italiane*.

Kokoski, M.F., B.R. Moulton i K.D. Zeischang (1999), "Interearea price comparisons for heterogeneous goods and several levels of commodity aggregation", a R.E. Lipsey i A.

Heston (eds), *International and interarea comparisons of prices, income and output*, National Bureau of Economic Research, Chicago University Press, 327-364.

Lewbel, A. i K. Pendakur (2008), "Equivalence scales", a S. N. Durlauf i L. E. Blume, *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Palgrave Macmillan.

Lewis, M., S. Pressman i K. Widerquist (2005), "The basic income guarantee and social economics", *Review of Social Economy*, 63, 587-593.

Lorente, J. R. (1992), "La dispersión geográfica de los salarios", *Síntesis Mensual de Indicadores Económicos*, Ministerio de Economía y Hacienda. DG de Previsión y Coyuntura.

Madden, D. (2008), "Sample selection versus two-part models revisited: The case of female smoking and drinking", *Journal of Health Economics*, 27, 300-307.

Majumder, A. i M. Chakrabarty (2010), "Estimating equivalence scales through Engel curves analysis", a B. Basu, B.K. Chakrabarti, S.R. Chakravarty i K. Gangopadhyay (eds.), *Econophysics & Economics of Games, Social Choices Quantitative Techniques*, Springer, 241-251.

Méndez, J. M. i P. Vega (2011), "Linking Data from Administrative Records and the Living Conditions Survey", Instituto Nacional de Estadística, Working Paper 01/2011.

OCDE (1982), *The OECD List of Social Indicators*, Paris.

OCDE (2008), *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, Paris.

Penne, T., I. Cussó, L. Mäkinen, B. Storms i T. Goedemé (2016), "Can reference budgets be used a poverty line?", ImPRovE, Discussion Paper No. 16/05

Percival, R. i A. Harding (2005), "The estimated costs of children in Australian families in 2005-06", Report to the Ministerial Task Force on Child Support, May, NATSEM, University of Canberra, Canberra.

Prais, S.J. i H.S. Houthakker (1955), *The analysis of family budgets*, Cambridge University Press, Cambridge (2a edició 1971).

Rao, D.S.P. (2005), "On the equivalence of weighted country-product-dummy (CPD) method and the Rao-system for multilateral price comparisons", *Review of Income and Wealth*, 51, 571-580.

Roos, M.W.M. (2006), "Regional price levels in Germany", *Applied Economics*, 38, 1553-1566.

Samuelson, P.A. (1964), "Theoretical notes on trade problems", *Review of Economics and Statistics*, 46, 145-154.

Sastre, A. (coord.) (2015), *Más solas que nunca. La pobreza infantil en familias monoparentales*, Save the Children España.

Stiglitz, J. E., A. Sen, i J.P. Fitoussi (2009), *Report by the Stiglitz Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress*, París.

http://www.stiglitz-sen-fitoussi.fr/documents/rapport_anglais.pdf

Summers, R. (1973), "International price comparisons based upon incomplete data", *Review of Income and Wealth*, 19, 1-16.

Tobin, J. (1958), "Estimation of relationships for limited dependent variables", *Econometrica*, 26, 24-36.

Valenzuela, M. (1999), "Costs of children and living standards in Australian households", Working Paper No. 8/99, Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, University of Melbourne, Melbourne.

Van den Bosch, K., T. Goedemé, N. Schuerman i B. Storms (2015), "The housing basket", a T. Goedemé, B. Storms, T. Penne i K. Van den Bosch (eds.), *Pilot project for the development of a common methodology on reference budgets in Europe. Final Report*, European Commission.

Vega, P. i J.M. Méndez (2014), "Comparación de los ingresos del trabajo entre la Encuesta de Condiciones de Vida y las fuentes administrativas", Documento de Trabajo 2/2014, Instituto Nacional de Estadística.